

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA

EKONOMICKÁ FAKULTA



AUTOREFERÁT

Makroekonomické modelovanie agregátneho kreditného rizika pre potreby
makroprudenciálnej politiky: aplikácia na Českú republiku

Studijní program: Ekonomické teórie
Studijní obor: Ekonomie

Ostrava, 2015

Autor doktorské dizertační práce:

Ing. Monika Šulganová

Katedra ekonomie

Ekonomická fakulta, VŠB - TU Ostrava

Sokolská třída 33, 701 21 Ostrava 1

Školitel doktorské dizertační práce:

doc. Dr. Ing. Martin Melecký, Ph.D.

Katedra ekonomie

Ekonomická fakulta, VŠB - TU Ostrava

Sokolská třída 33, 701 21 Ostrava 1

Obhajoba doktorské dizertační práce se koná před komisí pro obhajobu doktorské dizertační práce ve studijním oboru Ekonomie na Ekonomické fakultě VŠB-TU Ostrava.

S dizertační prací je možno se seznámit na Oddělení doktorského studia, Havlíčkovu nábřeží 38a, místnost E 410.

ANOTÁCIA V ANGLICKOM JAZYKU

The macroeconomic modeling of an aggregate credit risk for the needs of macroprudential policy: application to the Czech Republic

The last financial and subsequent economic crisis have highlighted the lack of readiness of countries to monitor and evaluate credit risk, materialization of which has led banking systems of multiple countries to a crisis state. Therefore the subject of the thesis is the modeling of an aggregate credit risk, namely for the needs of macroprudential policy. Concretely, the goal of the thesis is to evaluate effects of aggregate shocks and business cycle on the aggregate credit risk of the banking sector in the Czech Republic during the period 1994-2014. The chosen indicator of an aggregate credit risk is the share of aggregate non-performing loans to total loans granted. The macroeconomic model of credit risk was estimated by the Bayesian estimation method of instrumental variables which exploit a priori information obtained from international empirical studies and consider possible endogeneity of macroeconomic developments vis-a-vis non-performing loans. The estimation results reveal a strong persistence of non-performing loans and a positive impact of real economic growth and inflation on the aggregate credit risk of the Czech banking sector. Conversely, increasing lending rates and unemployment have adverse effects. The distinction between the income and the balance sheet effect of the change in exchange rate seems to be effective. The results imply a positive impact of real depreciation of the koruna and an adverse effect of increase in the nominal exchange rate of koruna to euro. For economic policy, a timely, real depreciation of the koruna in response to rising credit risk could be an effective measure to stabilize the solvency of the banking sector.

Keywords: financial stability, macroprudential policy, the Czech banking system, aggregate credit risk, non-performing loans, meta-analysis, a priori information, Bayesian estimation method of instrumental variables.

JEL Classification: G21, G28, E32

OBSAH

ÚVOD	4
1 CIEĽ A ŠTRUKTÚRA PRÁCE	5
1.1 Cieľ práce	5
1.2 Štruktúra práce	5
2 OBSAH DIZERTAČNEJ PRÁCE.....	7
3 FINANČNÁ STABILITA, MAKROPRUDENCIÁLNA POLITIKA A SYSTÉMOVÉ RIZIKO	8
4 KREDITNÉ RIZIKO A JEHO DETERMINANTY	10
4.1 Determinanty kreditného rizika.....	11
5 MAKROEKONOMICKÉ MODELOVANIE KREDITNÉHO RIZIKA	13
6 MAKROEKONOMICKÝ MODEL KREDITNÉHO RIZIKA	15
6.1 Matematická formulácia regresného modelu	15
6.2 Metóda odhadu.....	17
6.3 Výsledky odhadu regresného modelu	18
6.4 Analýza robustnosti.....	20
ZÁVER.....	23
LITERATÚRA.....	25
ZOZNAM SKRATIEK	29
ZOZNAM PRÍLOH	

ÚVOD

Posledná globálna finančná kríza poukázala na potrebu revízie rámca regulácie a dohľadu nad bankovým (finančným) sektorom a doplnenie *mikroprudenciálneho dohľadu* konceptom *makroprudenciálnej politiky* (MPP). Pre stanovenie základného rámca makroprudenciálnej politiky je ústredným motívom vzťah medzi makroekonomickým prostredím a finančným systémom – zo zameraním sa na ich vzájomné interakcie.

Finančný systém naplňa špecifické funkcie, ktoré spolu s pokračujúcim rozvojom finančného sektora podporujú ekonomický rast. Merton a Bodie (1995) definujú primárnu funkciu finančného systému ako umožňovanie alokácie zdrojov v priestore a v priebehu času. V prípade, že finančný systém plní svoje funkcie bez závažných porúch a nežiaducich účinkov pre ekonomiku a zároveň vykazuje vysokú mieru odolnosti voči šokom, tak môžeme definovať *finančnú stabilitu*. Politiky zabezpečujúce finančnú stabilitu majú makroprudenciálnu orientáciu a ich úlohou je pôsobiť na finančný systém tak, aby sa nestal natoľko zraniteľný, že by dopady šokov vyvolali *finančnú nestabilitu* vo forme krízy (Frait a Komárková, 2011).

Rozsah rizík závisí na charakteristikách ako je štruktúra portfólií jednotlivých inštitúcií, systémový význam a prepojenosť s ostatnými inštitúciami a trhom a v neposlednom rade aj veľkosť a povaha rizika. Bilancia individuálnej inštitúcie čelí kreditnému, likviditnému, tržnému a operačnému riziku.¹ Tieto riziká môžu ovplyvniť finančnú inštitúciu alebo systém buď priamo prostredníctvom zmeny hodnoty finančných aktív alebo nepriamo vďaka zmenám vo finančnej pozícii dlžníkov (Sundararajan et al., 2002).

Hodnotenie kreditného rizika je jednou z kľúčových súčastí *makroprudenciálnej analýzy*, ktorej primárnym cieľom je monitorovanie *systémového rizika*. Buncic a Melecký (2013) rozlišujú dva komponenty kreditného rizika, a to *idiosynkratický* a *systémový*. Idiosynkratický komponent sa týka rizika zlyhania individuálnej inštitúcie v systéme a vyplýva z individuálnych rizikových faktorov každej inštitúcie. Systémový komponent sa týka pravdepodobnosti zlyhania celého systému a súvisí napr. s expozíciami inštitúcií voči spoločným makroekonomickým rizikovým faktorom.

Dohľad nad finančnou kondíciou jednotlivých inštitúcií v systéme je úlohou mikroprudenciálneho dozoru zameraného na limitovanie *idiosynkratického rizika*.² V kontraste k tomu, makroprudenciálny dohľad primárne limituje *systémové riziko*, a to prostredníctvom tlmenia finančných nerovnováh, budovania mechanizmov zmierňujúcich rýchlosť a razantnosť nepriaznivých efektov pôsobiacich v dobách ekonomického poklesu, identifikovania koncentrácií rizík, expozícií a prepojení, miery vzájomnej závislosti inštitúcií a zdrojov rizika náklady a efektov prelievania (Viňals, 2011).

¹ Prehľad rôznych klasifikácií finančných rizík uvádzajú napr. Polouček et al. (2013).

² V prípade, že sa jedná o systémovo dôležitú inštitúciu, ktorá má dopady na makroekonomiku, tak tento dohľad spadá do gescie makroprudenciálnej politiky.

1 CIEĽ A ŠTRUKTÚRA PRÁCE

1.1 Cieľ práce

Cieľom dizertačnej práce je ohodnotiť dopady agregátnych makroekonomických šokov a ekonomického cyklu na agregátne kreditné riziko bankového sektora Českej republiky (ČR). Toto hodnotenie by malo napomôcť lepšej informovanosti tvorcov politik pôsobiacich na finančnú stabilitu (zvlášť v oblasti kreditného rizika) a zároveň implementácii makroprudenciálnych opatrení v ČR.

Agregátne kreditné riziko je vnímané ako riziko vyplývajúce zo spoločných expozícií bánk voči makroekonomickým rizikovým faktorom, ktoré sú zdrojom systémového rizika ovplyvňujúceho kvalitu úverového portfólia (Festić et al., 2011). Zvoleným ex-post indikátorom agregátneho kreditného rizika je *podiel agregátnych úverov v zlyhaní na celkových poskytnutých úveroch* (non-performing loans ratio, NPLR). Tento indikátor slúži ako proxy pravdepodobnosti zlyhania celkovej úverovej angažovanosti bankového sektora (Jakubík a Reininger, 2013). NPLR ako indikátor kvality aktív vo svojich prácach využili napr. Podpiera (2006), Festić et al. (2011), Louzis et al. (2012), Buncic a Melecký (2013) alebo Castro (2013). Táto práca sa snaží pochopiť ako NPLR reaguje na makroekonomický vývoj a systematické makroekonomické šoky. Tieto sú v práci zachytené pomocou reálneho ekonomického rastu, miery inflácie, výpožičkovej sadzby, menového kurzu a miery nezamestnanosti.

1.2 Štruktúra práce

Štruktúra práce logicky postupuje od teoretických východísk výskumu, cez rešerš a meta-analýzu relevantnej literatúry, k metodickým východiskám. Na dané kapitoly nadväzuje praktická časť práce, ktorá využíva apriórne predpoklady získané zo štúdia odbornej literatúry a diskutuje získané empirické výsledky odhadu makroekonomického modelu kreditného rizika, ktoré sú zhrnuté v závere tejto práce.

Prvá kapitola dizertačnej práce je venovaná teoretickým východiskám finančnej stability a makroprudenciálnej politiky. V úvode definuje pojmy finančnej stability, volatility, zraniteľnosti a nestability (krízy). Ďalej popisuje predmet a cieľ makroprudenciálnej politiky, pričom sa detailne zameriava na systémové riziko a jeho dve dimenzie: časovú a prierezovú. Prvá kapitola taktiež obsahuje porovnanie konceptov mikroprudenciálneho a makroprudenciálneho dohľadu. V závere kapitoly sú charakterizované nástroje makroprudenciálnej politiky a jej interakcie s inými politikami (napríklad s politikou monetárnou a fiškálnou).

V druhej kapitole sú prezentované rôzne pohľady na riziko portfólia, a to so zameraním sa na riziko kreditné, pričom je stručne zachytená aj metodika BCBS výpočtu kapitálovej požiadavky ku kreditnému riziku. Prvá sub-kapitola je venovaná úverom v zlyhaní ako zvolenému indikátoru agregátneho kreditného rizika a úverovým stratám. Druhá sub-kapitola rozdeľuje determinanty úverov v zlyhaní do dvoch skupín, a to determinanty makroekonomické a bankové. V tejto časti práce sú prezentované teoretické postuláty týkajúce sa pôsobenia daných determinantov na úroveň úverov v zlyhaní a zároveň je vytvorená rešerš relevantnej odbornej literatúry. Záver kapitoly je venovaný meta-analýze zvolených makroekonomických determinantov úverov v zlyhaní, ktorej cieľom bolo identifikovať základné rozdiely medzi publikovanými štúdiami.

V tretej kapitole sú popísané tradičné prístupy k makroekonomickému modelovaniu kreditného rizika, pričom boli rozlíšené tri základné skupiny modelov: (i) jednorovnicové lineárne a nelineárne modely pre jednotlivé krajiny, (ii) jednorovnicové panelové modely (iii) viacrovnicové systémové modely. V každej sub-kapitole je prezentované metodické odvodenie a empirické použitie daného prístupu.

Vo štvrtej kapitole je prezentovaný makroekonomický model kreditného rizika, tj. táto kapitola predstavuje praktickú časť práce. V úvode je matematicky formulovaný lineárny regresný model a následne je popísaná metóda bayesovského odhadu inštrumentálnych premenných. Táto metóda používa apriórne informácie získané na základe rešerše relevantnej literatúry. Z tohto dôvodu je časť práce venovaná práve popisu získania a konštrukcie daných apriórnych predpokladov. V tretej sub-kapitole je slovne popísaná a graficky zachytená použitá dátová základňa. Nasledujúca časť práce je venovaná výsledkom odhadu vytvoreného modelu a ich diskusii. Okrem základného odhadu modelovej špecifikácie boli vytvorené dva alternatívne odhady, ktoré predstavujú analýzu robustnosti získaných empirických výsledkov. V závere kapitoly je prezentované zhrnutie a porovnanie empirických výsledkov použitých modelových špecifikácií.

2 OBSAH DIZERTAČNEJ PRÁCE

ÚVOD	5
1 FINANČNÁ STABILITA A MAKROPRUDENCIÁLNA POLITIKA	7
1.1 Finančná stabilita a makroprudenciálna politika	7
1.2 Systémové riziko	10
1.2.1 Časová dimenzia systémového rizika	13
1.2.2 Prierezová dimenzia systémového rizika	16
1.3 Makroprudenciálny a mikroprudenciálny dohľad	19
1.4 Nástroje makroprudenciálnej politiky	21
1.5 Interakcia makroprudenciálnej politiky s inými politikami	23
2 KREDITNÉ RIZIKO A JEHO DETERMINANTY	27
2.1 Úvery v zlyhaní a úverové straty	30
2.2 Determinanty úverov v zlyhaní	35
2.2.1 Makroekonomické determinanty	35
2.2.2 Bankové determinanty	39
2.3 Meta-analýza literatúry zameranej na makroekonomické determinanty NPLs	46
3 MAKROEKONOMICKÉ MODELOVANIE KREDITNÉHO RIZIKA	53
3.1 Jednorovnicové lineárne a nelineárne modely pre jednotlivé krajiny	53
3.1.1 Lineárne modely	53
3.1.2 Nelineárne modely	55
3.2 Jednorovnicové panelové modely	57
3.3 Viacrovnícové systémové modely	60
4 MAKROEKONOMICKÝ MODEL KREDITNÉHO RIZIKA	64
4.1 Matematická formulácia regresného modelu	64
4.2 Metóda odhadu	68
4.3 Dátová základňa a analýza časových radov	70
4.4 Výsledky odhadu regresného modelu	75
4.5 Analýza robustnosti	83
4.5.1 Alternatívny odhad – vážený priemer	83
4.5.2 Alternatívny odhad – dvojnásobná disperzia	86
4.6 Zhrnutie empirických výsledkov	88
ZÁVER	91
LITERATÚRA	94
ZOZNAM SKRATIEK	111
ZOZNAM TABULIEK A OBRÁZKOV	
PROHLÁŠENÍ O VYUŽITÍ VÝSLEDKŮ DOKTORSKÉ DIZERTAČNÍ PRÁCE	
ZOZNAM PRÍLOH	
PRÍLOHY	

3 FINANČNÁ STABILITA, MAKROPRUDENCIÁLNA POLITIKA A SYSTÉMOVÉ RIZIKO

Cieľom finančnej stability je v priebehu ekonomického cyklu zabezpečiť taký stupeň finančných služieb, ktorý bude podporovať dlhodobo udržateľný hospodársky rast. Galati a Moessner (2010) uvádzajú dva prúdy nazerania na finančnú stabilitu. Prvý ju definuje z hľadiska odolnosti finančného systému (financial soundness) voči externým šokom. Druhý zdôrazňuje endogénny charakter finančnej tiesne a popisuje finančnú stabilitu z hľadiska pružnosti a prispôsobivosti (financial resilience) voči šokom vznikajúcim vo finančnom sektore.

Ohrozenie finančnej stability môže byť výsledkom spolupôsobenia 3 faktorov: (i) výskyt šokov dopadajúcich na finančný systém a naplňovanie rizík, (ii) tendencia systému zosilniť prvotný šok napríklad na základe vzájomnej prepojenosti a (iii) schopnosť finančných inštitúcií absorbovať dopady faktorov uvedených v bodoch (i) a (ii). Hodnotenie finančnej stability má teda multikriteriálny charakter (ČNB, 2013).

Pojem *makroprudenciálna politika* sa prvý krát verejne objavil v polovici 80. rokov 20. stor., kedy bol definovaný ako politika zameraná na podporu bezpečnosti a stability finančného systému ako celku a taktiež platobných systémov.³ Významný nárast používania tohto pojmu však vyvolala nedávna finančná kríza v súvislosti so zabezpečením finančnej stability. Claessens (2014) uvádza, že makroprudenciálna politika by mala redukovať *systémové riziko* vyplývajúce z nadmernej procyklickosti finančného systému (jedná sa o časovú dimenziu systémového rizika) a vzájomnej prepojenosti jednotlivých častí finančného systému (jedná sa o prierezovú dimenziu systémového rizika). V podstate by výkon MPP mal byť motivovaný existenciou *externalít a trhových zlyhaní* (vyplývajúcich z finančných frikcií a trhových nedokonalostí), ktoré vznikajú aj v prípade, že mikroprudenciálna a monetárna politika sú vykonávané efektívne.⁴ Konkrétne, autor popisuje 3 skupiny externalít:

- Externality spojené so *strategickými komplementaritami* (*strategic complementarities*), ktoré vyplývajú zo strategických interakcií bánk, iných finančných inštitúcií a agentov, a ktoré spôsobujú nárast zraniteľnosti systému v expanzívnej fáze finančného cyklu.
- Externality spojené s *panickým výpredajom nadhodnotených aktív* (fire-sale of assets) a *úverovou krízou* (credit crunch), ktoré vznikajú pri výpredaji aktív, ktorý spôsobuje pokles cien aktív, zhoršenie kvality bilancií finančných sprostredkovateľov a investorov a vysychanie trhnej likvidity, a to hlavne vo fáze poklesu finančného (a ekonomického) cyklu.
- Externality spojené so vzájomnou *prepojenosťou* (interconnectedness) inštitúcií a trhov, ktoré sú spôsobené prenášaním šokov zo systémových inštitúcií alebo prostredníctvom finančných trhov a sietí (tj. prenášanie *nákazy*, angl. contagion).

Vyššie uvedené externality sú úzko spojené s nastavením cieľov makroprudenciálnej politiky. Európsky výbor pre systémové riziká uvádza 5 základných cieľov makroprudenciálnej politiky: (i) obmedzovanie nadmerného rastu úverov, (ii) potlačovanie nadmerného splatnostného nesúladu a trhnej nelikvidity, (iii) obmedzovanie nadmernej koncentrácie priamych alebo nepriamych expozícií, (iv) obmedzovanie systémových dôsledkov nevhodných stimulov s cieľom znížiť morálny hazard a (v) posilňovanie finančnej infraštruktúry (ČNB, 2014).

³ Podrobný popis vývoja pojmu *makroprudenciálny* poskytuje Clement (2010).

⁴ Interakcie medzi makroprudenciálnou, mikroprudenciálnou a monetárnou politikou sú v DDP zachytené v subkapitole 1.5.

Väčšina definícií makroprudenciálnej politiky prízvukuje limitovanie rizika a nákladov *systémových udalostí* (Galati a Moessner, 2010). Systémové udalosti predstavujú základný prvok *systémového rizika* a sú zložené z dvoch základných komponentov, a to šok (idiosynkratický alebo systematický) a mechanizmus jeho propagácie (de Bandt a Hartmann, 2010).

Pohľad na systémové riziko nie je v odbornej literatúre unifikovaný. Z tohto dôvodu sa líšia aj prezentované definície systémového rizika. Definíciu systémového rizika v užšom ponímaní (v zmysle prenosu nákazy prvotne spôsobenej idiosynkratickým šokom) predstavuje napr. Banka pre medzinárodné platby, kedy riziko zlyhania jedného účastníka systému môže spôsobiť zlyhanie iných účastníkov a prostredníctvom reťazovej reakcie tak môže viesť k rozsiahlym finančným problémom (BIS, 1994). Toto ponímanie tak korešponduje s *horizontálnou* podobou systémového rizika (de Bandt a Hartmann, 2000), ktorá sa zameriava výlučne na problémy vzniknuté vo finančnom systéme. Interakcie medzi finančným sektorom a reálnou ekonomikou berie do úvahy *vertikálna* podoba systémového rizika (de Bandt a Hartmann, 2000). Výbor pre globálny finančný systém definuje systémové riziko ako riziko rozvrátenia poskytovania finančných služieb, ktoré je spôsobené zhoršením všetkých alebo niektorých častí finančného systému, a ktoré má potenciál mať závažné negatívne dopady na reálnu ekonomiku (CGFS, 2010).

Systémové riziko môže byť taktiež charakterizované ako pravdepodobnosť zlyhania celého systému (na rozdiel od zlyhania jednotlivých častí), ktoré je sprevádzané vzájomným prepojením väčšiny alebo všetkých jeho častí. Z tohto dôvodu je systémové riziko v bankovníctve spojené s vysokou koreláciou a zoskupovaním sa bankových zlyhaní v jednotlivých krajinách, v skupinách krajín alebo aj celosvetovo (Kaufmann a Scott, 2003).

V tejto práci je systémové riziko vnímané ako pravdepodobnosť zlyhania celého systému (bankového sektora), ktorá je spojená s pôsobením rizikových (makroekonomických) faktorov, ktoré môžu negatívne pôsobiť na stabilitu daného systému. Systémové riziko nie je teda vnímané len v súvislosti s prenosom nákazy vyvolanej idiosynkratickým šokom, ale aj so systémovou udalosťou vyvolanou široko pôsobiacim (systematickým) šokom, ktorý má simultánne dopady na značný počet finančných inštitúcií a trhov. Z tohto dôvodu je, v súlade s pohľadom Boria (2003), na systémové riziko nazerané ako na riziko endogénne, keďže toto riziko reflektuje vzájomné interakcie medzi finančným systémom a reálnou ekonomikou.

Systémová kríza môže byť definovaná ako systémová udalosť ovplyvňujúca veľký počet inštitúcií alebo trhov a zhoršujúca tak všeobecné fungovanie finančného systému alebo jeho dôležitých častí (de Bandt a Hartmann, 2000). Laeven a Valencia (2008) ďalej definujú *systémovú bankovú krízu* ako situáciu, kedy nefinančný a finančný sektor zažíva značný počet zlyhaní a finančné a nefinančné inštitúcie čelia problémom spojeným s napĺňaním ich záväzkov. Výsledkom je významný nárast úverov v zlyhaní a pokles (vyčerpanie) bankového kapitálu v systéme. Táto situácia môže byť taktiež spojená s výrazným poklesom cien aktív alebo spomalením prítoku kapitálu resp. jeho odlivom.

Persaud (2009) poukazuje na fakt, že finančné krízy prinášajú obrovské spoločenské náklady, ktoré presahujú priame súkromné náklady, ktoré musia niesť jednotlivé inštitúcie. Podstatou regulácie je teda internalizovať externality vznikajúce pri chovaní sa finančných inštitúcií. Prísnejšie regulačné štandardy však zvyšujú náklady finančného sprostredkovania a znižujú dostupnosť kapitálu pre niektoré firmy a domácnosti. Prínosy napríklad menej volatilného poskytovania úverov, a s tým súvisiacich nižších nákladov, tak treba posudzovať na pozadí potenciálnych strát plynúcich z razantnejšej regulácie (Bank of England, 2009).

4 KREDITNÉ RIZIKO A JEHO DETERMINANTY

Ustálená finančná teória definuje, že celkové riziko portfólia (total risk) má dve zložky: *systematické* (trhové, nediverzifikovateľné) a *nesystematické* (jedinečné, špecifické, diverzifikovateľné) riziko. Nesystematické riziko je možné zmenšiť za pomoci diverzifikácie portfólia. Systematické riziko je riziko, ktorému čelí portfólio aj po dosiahnutí úplnej diverzifikácie (Ross et al., 1990). Kislingerová et al. (2007) uvádzajú, že systematické riziko sa prelína celou ekonomikou a príkladom je politické riziko, riziko zmien devízových kurzov, ekonomické riziko, úrokové riziko, riziko inflácie apod. Jedinečné riziko je individuálne pre každý typ aktíva a patrí tu riziko podnikateľské, riziko manažmentu alebo likvidity. Polouček et al. (2013) rozlišujú medzi *jedinečným* (firm-specific risk) a *systémovým rizikom*. Jedinečné riziko predstavuje riziko premenlivosti výnosov banky, ktoré je ovplyvnené vlastnými aktivitami jednotlivých inštitúcií, a ktoré môže byť minimalizované vhodnou diverzifikáciou portfólia. Systémové riziko spôsobuje premenlivosť vo výnosoch banky, ktorá je výsledkom závislosti na celkovom vývoji ekonomiky resp. na vonkajších faktoroch. Toto riziko nemôže byť eliminované diverzifikáciou portfólia a môže byť len obmedzené aktivitami manažmentu banky.

Bielecki a Rutkowski (2002) vo všeobecnosti ponímajú kreditné riziko ako riziko spojené s rôznymi udalosťami týkajúcimi sa poskytnutia úveru ako sú napr. zmeny v kvalite úverov (vrátane zníženia alebo zvýšenia úverového ratingu), zmeny v úverovom rozpätí (credit spread) alebo udalosti zlyhania (defaultu). Je potrebné rozlišovať medzi referenčným (*kreditným*) rizikom a rizikom (*kreditným*) protistrany.

Kreditné riziko protistrany sa vzťahuje k faktu, že každá strana kontraktu je vystavená riziku zlyhania (default risk) protistrany, t.j. možnosti, že protistrana nedodrží záväzky, ktoré jej vyplývajú z kontraktu (Blaschke et al., 2001). V súčasnosti neexistuje uniformná definícia zlyhania dlžníka, avšak všeobecne uznávanou je definícia Medzinárodného menového fondu, ktorá charakterizuje aktívum ako zlyhané v prípade, že splátka istiny alebo úrokov je omeškaná viac ako 90 dní resp. v prípade, kedy úroky za viac ako 90 dní boli kapitalizované (zahrnuté do čiastky istiny), refinancované alebo odložené na základe dohody (IMF, 2006). Česká národná banka nasleduje definíciu Medzinárodného menového fondu a klasifikuje úvery na základe vyhlášky č. 123/2007 Zb. v znení neskorších predpisov. Štandardizovaná klasifikácia úverov zahŕňa 5 kategórií, pričom prvé dve položky (štandardné a sledované úvery) vytvárajú skupinu *úverov bez zlyhania* (performing loans) a zvyšné tri kategórie (neštandardné, pochybné a stratové úvery) bývajú označované ako *úvery v zlyhaní* (NPLs, non-performing loans).

Referenčné kreditné riziko sa vzťahuje k situácii, kedy sa predpokladá, že obe strany kontraktu sú bezrizikové, ale za základe špecifických znakov kontraktu kreditné riziko nejakej referenčnej entity (tretej strany, ktorá nie je súčasťou kontraktu) hrá dôležitú úlohu pri zmluvnom vyrovnaní. Snaha o transferovanie, či už čiastočné alebo úplné, referenčného kreditného rizika sa realizuje prostredníctvom obchodovania s kreditnými derivátmi, kedy najčastejšie jedna strana nakupuje poistenie voči tomuto riziku, a tým transferuje toto riziko na stranu predajcu (Bielecki a Rutkowski, 2002).

Materializácia kreditného rizika je spojená s ekonomickými nákladmi plynúcimi zo znehodnotených úverov, ktoré významne ovplyvňujú ekonomickú aktivitu. Problémové pôžičky sa môžu negatívne podpísať na investíciách súkromného sektora. Nepriaznivo pôsobia taktiež na objem úverov dostupných pre súkromný sektor, a to vďaka erózii bankového kapitálu. Ďalej môžu vplývať na pokles spotreby ekonomických subjektov a byť príčinou predĺženia ekonomickej recesie (ide o efekt spätného dopadu, viď napr. Geršl a Jakubík, 2010 alebo Klein, 2013).

4.1 Determinanty kreditného rizika

Zásadnú úlohu v analyzovaní úverov v zlyhaní hrajú ich determinanty. Analyticky by rozdelenie determinantov NPLs mohlo byť zapísané nasledovne:

$$NPLs_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + \delta Y_{i,j,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (4.1)$$

kde $NPLs_{i,t}$ predstavuje objem úverov v zlyhaní krajiny i v čase t . X je vektor makroekonomických determinantov krajiny i v čase t , ktoré pôsobia na vznik a rozvoj systémového rizika vyplývajúceho z makroekonomických nerovnováh; tieto determinanty tak ovplyvňujú každú banku v systéme. Z zachytáva súbor indikátorov stability finančného (bankového) systému krajiny i v čase t . Príkladom môžu byť indikátory zachytávajúce charakteristiky finančného systému ako sú kvalita a sektorová koncentrácia aktív, zadlženosť ekonomických subjektov, expozície voči tržnému riziku apod. Y je skupina bankovo-špecifických faktorov pre banku j , krajinu i a v čase t . Bankový faktor (bank-specific determinant) môže byť použitý pre charakteristiku konkrétnej inštitúcie a vzťahuje sa k idiosynkratickému riziku. Najčastejšie skúmanými bankovými charakteristikami bývajú napríklad miera ziskovosti alebo nákladovej efektívnosti. Napokon α je úrovnňová konštanta, β , γ , δ sú regresné koeficienty a $\varepsilon_{i,t}$ je chybová zložka.

Ekonomické postuláty ohľadom pôsobenia determinantov úverov v zlyhaní a referencie na empirické práce zamerané na túto tému sú v DDP zachytené v sub-kapitole 2.2.1 (makroekonomické determinanty) a v sub-kapitole 2.2.2 (bankové determinanty). Kvantitatívna rešerš literatúry, vo forme jednoduchej meta-analýzy, zameraná na vybrané makroekonomické determinanty NPLR je predmetom sub-kapitoly 2.3. Cieľom tejto časti práce bolo poskytnúť všeobecnejšie informácie o makroekonomických rizikových faktoroch vyplývajúcich na agregátne kreditné riziko a zároveň identifikovať základné rozdiely medzi publikovanými štúdiami. Do meta-analýzy literatúry zameranej na makroekonomické determinanty úverov v zlyhaní bolo zapojených 33 štúdií (viď príloha 1), ktoré obsahovali 90 modelov vybraných piatich determinantov.

Pôsobenie vybraných makroekonomických rizikových faktorov na NPLR je zachytené v Tab. 4.1, ktorá poskytuje informácie o výskyte priamo resp. nepriamo úmerného vzťahu medzi vybraným makroekonomickým determinantom a NPLR (tj. koľko krát bol publikovaný pozitívny resp. negatívny regresný parameter). Okrem toho je uvedená neprítomnosť vybranej premennej vo vybraných štúdiách (modeloch). Tento jednoduchý prístup sa používa na identifikáciu smeru pôsobenia jednotlivých determinantov a v literatúre býva označovaný ako *vote counting*.

Tab. 4.1: Vote counting

Počet modelov s	REG	IR	INFL	ER	UNP
Pozitívnym parametrom	9	44	18	20	26
Negatívnym parametrom	70	10	18	19	2
Nezaradenou premennou	11	36	54	51	62
Celkom	90	90	90	90	90

Pozn.: REG – reálny ekonomický rast, IR – úroková sadzba, INFL - inflácia, ER – menový kurz, UNP – nezamestnanosť.

Zdroj: vlastné spracovanie.

Výsledky uvedené v Tab. 4.1 potvrdzujú teoretické postuláty o priaznivom pôsobení ekonomického rastu na problémové úvery. Pritom pokles úverov v zlyhaní vo fázach hospodárskeho boomu v dôsledku zvýšených príjmov domácností a firiem býva v období ekonomického poklesu vystriedaný rastúcim počtom problémových úverov, kedy subjekty v dôsledku zhoršených príjmových podmienok prestávajú byť schopné splácať svoje záväzky

Taktiež nepriaznivé pôsobenie rastu úrokových sadzieb a miery nezamestnanosti je v súlade s teoretickými predpokladmi. Konkrétne, rast úrokových sadzieb, v prípade pôžičiek s nefixovanou sadzbou, zvyšuje náročnosť obsluhy dlhu. Prostredníctvom vyšších úrokových splátok sa zvyšuje dlhové bremeno, čím sa ekonomické subjekty môžu vo väčšej miere dostávať do platobnej neschopnosti. Rastúca miera nezamestnanosti okliešťa finančné príjmy domácností. Nefinančným podnikom indikuje pravdepodobný pokles dopytu na trhu (v dôsledku oslabenej kúpnej sily domácností) a následný pokles príjmov do budúcnosti.

V prípade inflácie a menového kurzu sú výsledky nejednoznačné, keďže zhruba polovica štúdií prezentuje buď kladný alebo záporný parameter. Niektoré hypotézy predpokladajú priamo úmerný vzťah medzi infláciou a NPLR, napr. Festić a Bekő (2008) uvádzajú, že rast inflácie zhoršuje makroekonomický výhľad do budúcnosti, čo môže pôsobiť na pokles produktu ekonomiky a rast problémových úverov. Alebo Fofack (2005) poukazuje na fakt, že neočakávaný nárast inflácie bude mať pravdepodobne nepriaznivý dopad na bankový sektor a vymáhanie úverov. Naopak, Shu (2002) uvádza 3 dôvody, pre ktoré predpokladá, že medzi infláciou a NPLR existuje nepriamo úmerný vzťah. Za prvé, inflácia znižuje ex post reálnu úrokovú sadzbu, a tým môže vplývať na zvýšenie dopytu po pôžičkách. Za druhé, inflácia znižuje reálnu hodnotu splátky dlhu, čím napomáha dlžníkovi dostať svojím záväzkom. Za tretie, inflácia býva spravidla pozitívne korelovaná s hospodárskym rastom, čo implikuje nižšie miery bankrotov a akceleráciu v poskytovaní úverov.

Hodnotu pôžičiek denominovaných v zahraničných menách ovplyvňujú zmeny nominálneho kurzu (ide o *bilančný efekt* nominálneho menového kurzu). Pohyby kurzu menia náklady na obsluhu dlhu subjektov, ktoré nemajú zabezpečený prísun príjmov v zahraničnej mene (tj. pôžičku splácajú v domácej mene) alebo nie sú dostatočne zaistené voči pohybom menového kurzu. Pri depreciácii domácej meny (raste nominálneho menového kurzu) dochádza k nárastu dlhového bremena a teda aj k rastu objemu NPLs (predpokladá sa priamo úmerný vzťah medzi danými veličinami). Tento efekt potvrdili napríklad Festić a Bekő (2008) pre 3 stredoeurópske ekonomiky (Poľsko, Maďarsko a Slovensko), ktoré vykazujú vyššiu mieru zadlženia subjektov v zahraničných menách alebo Shu (2002) pre ekonomické subjekty z Hong Kongu. Apreciácia reálneho kurzu môže limitovať potenciál ekonomického rastu prostredníctvom stláčania ziskových marží, hlavne v exportne orientovaných odvetviach, čo môže viesť k ekonomickému ochabnutiu s priamym dopadom na úvery v zlyhaní (Kaminsky a Reinhart, 1999). Naopak, zvýšenie reálneho kurzu (reálna apreciacia) má priaznivý efekt na výmenné relácie, čím dochádza k zvýšeniu medzinárodnej konkurencieschopnosti a k poklesu zadlženosti korporátneho sektora (ide o *dôchodkový efekt* reálneho menového kurzu). Vzťah medzi menovým kurzom a úvermi v zlyhaní teda nie je jednoznačný a výsledný dopad pri oslabení domácej meny závisí na tom, či preváži pozitívny vplyv zlepšených výmenných relácií alebo negatívny dopad na kvalitu aktív kvôli nezaisteným FX pozíciám ekonomických subjektov (viď napr. Babihuga, 2007 alebo Buncic a Melecky, 2013).

5 MAKROEKONOMICKÉ MODELOVANIE KREDITNÉHO RIZIKA

Tradičný prístup k makroekonomickému modelovaniu kreditného rizika analyzuje vzťah závislosti premennej aproximujúcej kreditné riziko na základných makroekonomických veličinách. Rozlišujeme tri základné skupiny týchto modelov: (i) jednorovnicové lineárne a nelineárne modely pre jednotlivé krajiny, (ii) jednorovnicové panelové modely (iii) viacrovnicové systémové modely.

Jednorovnicový regresný model môže mať lineárnu alebo nelineárnu formu. Príkladom nelineárneho modelu môže byť model LOGIT, ktorý Lukáčiková a Lukáčik (2008) definujú ako pravdepodobnostný model, ktorý využíva logistickú distribučnú rovnicu. Tento prístup je vhodný na skúmanie pravdepodobnosti defaultu v období finančných stresov, kedy ekonomické subjekty reagujú silnejšie v porovnaní s reakciami v normálnych podmienkach. Makroekonomické LOGIT modely pre USA a Austráliu vytvorili vo svojej práci napr. Ali a Dali (2010). Tento model má však nelineárny funkčný tvar, a preto nie je možné (bez úpravy zabezpečujúcej jeho linearitu) použiť na odhadnutie parametrov estimátor najmenších štvorcov. Z tohto dôvodu bude pre potreby tejto práce zvolený lineárny regresný model.

Pri použití lineárneho regresného modelu je potrebná dostatočná dĺžka časových radov (ideálne pokrývajúca aspoň dva hospodárske cykly). Z tohto dôvodu sú úvery v zlyhaní v lineárnom regresnom modeli skúmané prevažne na dátach s kvartálnou frekvenciou (poprípade s mesačnou frekvenciou ak sú dané dáta dostupné). Pri skúmaní kreditného rizika pomocou lineárneho modelu bývajú štatistické dáta spravidla transformované na medziročné percentuálne zmeny (Blaschke et al., 2001; Shu, 2002; Bofondi a Ropele, 2011). Používanou metódou odhadu je spravidla metóda najmenších štvorcov, poprípade s použitím Newey – West estimátora, ktorý je robustný voči problémom spôsobených autokoreláciou alebo heteroskedasticitou reziduí (napr. Zeman a Jurča, 2008; Bofondi a Ropele, 2011).

Medzi systémové (viacrovnicové) modely patrí *vektorovo autoregresný model* (vector autoregressive model, VAR) a *model vektorovej korekcie chyby* (vector error correction, VEC). Model VAR je možné použiť na zachytenie simultánnosti (tj. vzájomných interakcií medzi závislou a nezávislými premennými) a efektov spätného dopadu medzi vývojom kvality portfólií a makroekonomickými premennými (napr. Marcucci a Quagliariello, 2008; Espinoza a Prasad, 2010). Odhadnutie modelu VAR metódou OLS v prípade nestacionárnych časových radov však môže spôsobiť nesprávnu interpretáciu výsledkov a vytvorenie nevhodnej predpovede. Transformácia nestacionárnych časových radov pomocou diferencií však môže vytvoriť jeden alebo viacero kointegračných vzťahov dvoch premenných. V prípade, že medzi dvoma premennými existuje kointegračný vzťah, tak je potrebné použiť systémový model VEC, ktorý predstavuje systém časových radov kointegrovaných premenných a okrem spoločnej krátkodobej dynamiky všetkých premenných pracuje aj s dlhodobým kointegračným vzťahom (vzťahmi) medzi dvoma premennými.

Babouček a Jančar (2005) zamerali svoju prácu na prepojenie oblastí kvality pôžičiek a makroekonomických šokov v Českej republike. Počas 11 ročného skúmaného obdobia (1993-2004) za pomoci VAR modeli skúmali transmisiu medzi makroekonomickým vývojom a kreditným kanálom v českej ekonomike. Marcucci a Quagliariello (2008) pomocou vektorovo autoregresného modelu analyzovali cyklický vývoj miery zlyhania (defaultu) dlžníkov talianskych bánk počas dekády 20 rokov. Autori skúmali dva druhy efektov: prvotný efekt, kedy makroekonomický vývoj ovplyvňuje kondíciu bankového sektora a následný spätný efekt, kedy sa negatívne dopady na bankový sektor môžu spätne nepriaznivo prelievať do reálnej ekonomiky. Autori pomocou empirickej analýzy potvrdili hypotézu prvotného efektu, avšak nepodarilo sa im však potvrdiť efekt spätného dopadu. Espinoza a Prasad (2010) taktiež skúmali efekt spätného dopadu zvyšujúceho sa objemu úverov v zlyhaní na ekonomický rast krajín

GCC. Z empirickej analýzy vyplýva, že v skúšanom období sa mohol vyskytnúť pomerne silný, avšak krátkodobý feedback efekt spôsobený zhoršením kvality bankových portfólií a následného obmedzenia úverovania.

VEC model vo svojej práci použili Rinaldi a Sanchis-Arellano (2006), ktoré skúmali úvery v zlyhaní domácností vybraných krajín EMU v kontexte ich zadlžeností. Autorky identifikovali priamo úmerný dlhodobý kointegračný vzťah medzi NPLR domácností a mierou ich zadlženia. Efekt rastúceho zadlženia však môže byť viac ako vyvážený v prípade, že zároveň dochádza k rastu reálneho disponibilného dôchodku domácností. Podobné výsledky poskytuje aj analýza v práci Fainstein a Novikov (2011), ktorá bola rozšírená o aspekt realitného trhu, pričom autori potvrdili, že vzájomne sa podporujúci úverový a realitný boom pôsobia na rast úverov v zlyhaní.

Panelové dáta sú kombinované časové a prierezové údaje. To znamená, že pre každú použitú entitu z prierezového výberu (cross-section unit) existuje časový rad. Panelové dáta môžu byť vyvážené (balanced panel), kedy časový rad pre každú entitu má rovnakú dĺžku alebo nevyvážené (unbalanced panel), ktorý charakterizuje rozdielna dĺžka jednotlivých časových radov. V dynamických panelových modeloch s fixnými a náhodnými efektmi je minulé hodnoty závislej premenná korelovaná s náhodnou zložkou aj v prípade, že táto nie je autokorelovaná, z čoho vyplýva, že na odhad parametrov takéhoto modelu nie je vhodné použiť metódu najmenších štvorcov. Ustálená teória v tomto prípade odporúča použiť zovšeobecnenú metódu momentov (Lukáčiková a Lukáčik, 2008).

Panelové modely s využitím individuálnych bankových dát (zachytávajúcich vývoj úverov v zlyhaní v bilanciách jednotlivých bánk) použili napr. Espinoza a Prasad (2010), ktorí skúmali panelový model 80 bánk z regiónu krajín GCC v období rokov 1995-2008 (boli použité dáta z databázy Bankscope s ročnou frekvenciou). Louzis et al. (2012) sa zamerali na vývoj úverov v zlyhaní v Grécku, pričom desagregovali NPLR podľa druhov poskytovaných úverov, konkrétne skúmali zlyhané spotrebiteľské, firemné a hypotekárne úvery. Vybrané dáta pochádzali od 9 najväčších bánk v krajine, ktoré mali viac ako 90% podiel na gréckom bankovom trhu. Úvery v zlyhaní v súvislosti s nákladovou efektívnosťou v Českej republike v období 1994-2005 skúmali Podpiera a Weill (2008). Títo autori pracovali s nevyváženým panelovým modelom s viac ako 1000 pozorovaniami (kvartálne dáta 43 bánk). Jimenéz a Saurina (2006) vytvorili dynamický panelový model, ktorý pracoval s dátami pokrývajúcimi takmer dva kreditné cykly v španielskej ekonomike v rokoch 1984-2003.

Panelové štúdie skúmajúce kreditné riziko rozsiahlej vzorky krajín realizovali napr. Podpiera (2006) na vzorke 65 krajín, a to so zameraním sa na súlad pravidiel regulácie a dohľadu daných krajín s bazilejskými princípmi efektívneho bankovníctva; Babihuga (2007) na vzorke 96 krajín so zameraním sa na indikátory makroekonomickej a finančnej stability alebo Buncic a Melecký (2013) na vzorke 54 krajín. Agregátne dáta aproximujúce kreditné riziko krajín strednej a východnej Európy použili napr. Festić et al. (2011), Jakubík a Reininger (2013) alebo Škarica (2014). Castro (2013) alebo Messai a Jouini (2013) sa vo svojich panelových štúdiách zamerali na krajiny výrazne poznačené nedávnou finančnou a ekonomickou krízou (v súčasnosti označované ako PIIGS).

6 MAKROEKONOMICKÝ MODEL KREDITNÉHO RIZIKA

6.1 Matematická formulácia regresného modelu

Vytvorený makroekonomický model kreditného rizika skúmal ako úvery v zlyhaní, ako indikátor agregátneho kreditného rizika, reagujú na makroekonomický vývoj v Českej republike v období rokov 1994-2014.

Väčšina empirickej literatúry modeluje úvery v zlyhaní ako dynamický proces, a to z dôvodu určitej miery perzistencie úverov v zlyhaní. Z tohto dôvodu bola vytvorená dynamická špecifikácia modelu, ktorá zaraďuje minulú hodnotu závislej premennej medzi nezávislé premenné (regresory). Zaradenie minulej hodnoty závislej premennej na stranu regresorov je dané tým, že hodnota NPLR v jednom období je spojená s hodnotou v období predchádzajúcom, a to z dôvodu, že problémové úvery nie sú okamžite odpísané z bilancií bánk (Salas a Saurina, 2002; Jimenéz a Saurina, 2006). Espinoza a Prasad (2010) uvádzajú, že úvery v zlyhaní sú perzistentné z toho dôvodu, že materializácia kreditného rizika a úverové straty reagujú na ekonomický cyklus s určitým časovým meškaním, čo v podstate implikuje postupnú (zotrvačnú) kumuláciu NPLs.

Zaradenie minulých hodnôt závislej premennej na stranu regresorov sa používa na kontrolovanie zotrvačných a sezónnych komponentov premenných, ktoré nie sú zachytené inými premennými. Táto dynamická špecifikácia pomáha lepšie formulovať model a taktiež napomáha limitovať seriálovú závislosť v reziduálnej zložke (Gambera, 2000). Keele a Kelly (2006) uvádzajú, že v prípade modelovania dynamického procesu je vhodné zaradiť minulú hodnotu závislej premennej na stranu regresorov (za predpokladu splnenia podmienky stacionarity závislej premennej), a to aj v prípade miernej autokorelácie reziduí. Na druhú stranu, v prípade nezaradenia relevantnej vysvetľujúcej premennej do modelovej špecifikácie vzniká chyba špecifikácie modelu (angl. underspecifying model) a dochádza ku skresleniu estimátora (angl. omitted variable bias), vid' napr. Wooldridge (2009).

Dynamiku vývoja NPLR ako indikátora agregátneho kreditného rizika popisuje nasledujúca regresná rovnica:

$$NPLR_t = \alpha NPLR_{t-1} + \beta X_t + \varepsilon_t, \quad (6.1)$$

kde časť $\alpha NPLR_{t-1} + \beta X_t$ predstavuje systémovú časť kreditného rizika a ε_t časť idiosynkratickú. Závislá premenná NPLR v čase t je tak vysvetľovaná deterministickou zložkou (tvorenou minulou hodnotou NPLR v čase $t-1$ a vektorom X_t) a náhodnou zložkou ε_t . Vektor X_t obsahuje vybrané makroekonomické premenné.

V prípade menového kurzu táto práca zohľadňuje protismerné pôsobenie dvoch efektov zmeny menového kurzu na NPLR. Konkrétne, dôchodkový a bilančný efekt zmien kurzu modelujú premenné ERI a ERB. ERI je konštruovaná ako súčin reálneho efektívneho kurzu koruny a otvorenosti českej ekonomiky, modeluje teda dôchodkový efekt. Premenná ERB zachytáva bilančný efekt a je výsledkom súčinu nominálneho kurzu CZK/EUR a podielu úverov denominovaných v zahraničnej mene na celkových klientskych úveroch. Štúdie, ktoré vo svojich špecifikáciách neuvažujú s vyššie uvedenými dvoma efektmi menového kurzu často nachádzajú nevýznamný vplyv zmien kurzu na úvery v zlyhaní (napr. Bofondi a Ropele, 2011; Buncic a Melecký, 2013; Ahmad a Bashir, 2013 alebo Yurdakul, 2014).

Vektor makroekonomických premenných X_t je teda tvorený nasledujúcimi premennými:

$$X_t = [REG, LR, INFL, UNP, ERI, ERB], \quad (6.2)$$

kde REG je reálny ekonomický rast, LR je výpožičková sadzba, INFL je medziročná miera inflácie, UNP je miera nezamestnanosti. ERI zachytáva dôchodkový efekt a ERB efekt bilančný.

Pri tvorbe časových radov potrebných pre odhad modelu boli použité kvartálne dáta pre Českú republiku v období od 1993Q1-2014Q3. Začiatok dátového súboru je limitovaný vznikom ČR a dostupnosťou štatistík v transformačnom období. Prevažná časť dát bola získaná zo zdrojov Českej národnej banky z verejne dostupnej databázy ARAD, prípadne z interných dát ČNB. Interné dáta boli využívané k spätnej extrapolácii časových radov k počiatku sledovaného obdobia. Konkrétne boli z ČNB získané nasledujúce dáta: pomer agregátnych úverov v zlyhaní k celkovým úverom (NPLR), výdaje na hrubý domáci produkt v stálych cenách, index reálneho efektívneho kurzu českej koruny (index REER), výpožičkové úrokové sadzby klientskych úverov (LR), podiel úverov v zahraničnej mene na celkových úveroch (FX). Ďalej bol získaný objem exportu a importu, za pomoci ktorých bola vypočítaná otvorenosť českej ekonomiky (OPEN). Časový rad indexu spotrebiteľských cien (CPI) bol získaný z databázy Medzinárodnej organizácie práce (ILO)⁵ a miera nezamestnanosti (UNP) z Eurostatu. Časový rad kurzu českej koruny voči euru (CZK/EUR) pochádza z databázy ARAD a bol spätne extrapolovaný za pomoci dát z databázy DATASTREAM. Detailný popis dát a ich zdrojov je uvedený v prílohe 2.

Očakávaný smer pôsobenia jednotlivých premenných je v súlade s empirickými výsledkami z literatúry; s výnimkou ERI and ERB, ktoré sú špecifické pre túto prácu. Predpokladá sa, že NPLR sa znižuje z dôvodu zlepšenia platobnej schopnosti dlžníkov v dôsledku rastu HDP a ukazovateľa ERI. Naopak k nárastu problémov so splácaním dochádza v dôsledku rastu výpožičkovej sadzby, nezamestnanosti a ukazovateľa ERB. V prípade rastúcej inflácie je jej dopad na NPLR nejednoznačný; empirické výsledky použité pre potreby tejto práce však poukazujú na nepriamo úmerný vzťah (viď príloha 3). Tieto očakávané smery pôsobenia jednotlivých premenných sú zachytené v špecifikácii odhadovanej regresnej rovnice, a to takým spôsobom, aby všetky odhadované parametre nadobúdali (očakávané) kladné hodnoty:

$$NPLR_t = \alpha NPLR_{t-1} - \beta_1 GDP_t - \beta_2 INFL_t + \beta_3 LR_t + \beta_4 UNP_t - \beta_5 ERI_t + \beta_6 ERB_t + \varepsilon_t \quad (6.3)$$

Pre účely ekonometrického odhadu je idiosynkratická zložka úverov v zlyhaní (ε_t) považovaná za residuum s procesom popísaným nasledujúcou rovnicou:

$$\varepsilon_t = \mu \varepsilon_{t-1} + \omega_t, \quad (6.4)$$

kde μ je autoregresný parameter a ω_t je *i.i.d.* šok s distribúciou $N(0, \sigma_\varepsilon)$. Pre účely odhadu modelu pomocou metódy inštrumentálnych premenných taktiež predpokladáme, že:

$$X_t = \sigma X_{t-1} + \vartheta_t, \quad (6.5)$$

kde σ je autoregresný parameter a ϑ_t je *i.i.d.* šok s distribúciou $N(0, \sigma_\vartheta)$.

⁵ Časový rad CPI získaný z ILO bol zvolený z toho dôvodu, že poskytoval potrebné údaje pre celé skúmané obdobie a zároveň bol vzťahnutý k jednému základnému obdobiu (rok 2000).

Na základe modelovej špecifikácie z rovnice (6.3) bol vytvorený *autoregresný model s rozloženými časovými meškami* (autoregressive distributed lag, ARDL) v redukovanej forme ARDL (2,2), keďže ako inštrumenty boli použité minulé hodnoty endogénnych premenných omeškané o jedno obdobie, a pretože reziduálna zložka rovnice môže byť autokorelovaná.

6.2 Metóda odhadu

Makroekonomický model kreditného rizika bol odhadnutý pomocou metódy *bayesovského odhadu inštrumentálnych premenných* (viď napr. Lubik a Schorfheide, 2007). Použitá metóda umožňuje zohľadniť prípadnú endogenitu makroekonomického vývoja vzhľadom k dynamike úverov v zlyhaní, a to hlavne v obdobiach veľkých finančných tlakov so systémovým dopadom na celú (reálnu) ekonomiku.

V tejto metóde sú použité *apriórne informácie* získané z predchádzajúcich medzinárodných empirických štúdií, čo umožňuje zlepšiť identifikáciu odhadovaných parametrov modelu nad rámec informácií pochádzajúcich z dát pre danú ekonomiku (viď napr. An a Schorfheide, 2007). Zvlášť výhodný je tento postup pri odhadoch pre krajiny s limitovanými (krátkymi) časovými radmi, kedy dodatočné informácie získané napr. z odhadov pre rozvinutejšie krajiny môžu poskytnúť efektívnejšie a robustnejšie odhady zvolených parametrov. Konkrétne, apriórne predpoklady poskytujú informácie ohľadom pravdepodobnostného rozdelenia regresných parametrov odhadnutých v empirických prácach.

Apriórne predpoklady ohľadom pravdepodobnostného rozdelenia regresných parametrov vybraných endogénnych premenných sú uvedené v prílohe 3. Pre potreby tvorby týchto predpokladov bolo použitých 16 medzinárodných empirických štúdií (s rozptylom publikovania od roku 2002 až 2014). V prílohe 1 sú uvedené regresné parametre pre NPLR, REG, IR, INFL, ER a UNP publikované vo vybraných empirických štúdiách (jedná sa o nevážené hodnoty). Ďalej sú uvedené váhy jednotlivých parametrov vypočítané ako prevrátené hodnoty ich štandardných chýb odhadu ($1/s$. e.). Na základe týchto údajov boli vypočítané vážené hodnoty parametrov ako súčin nevázenej hodnoty parametra a jeho váhy, pričom vážené hodnoty berú do úvahy kvalitu odhadu, ktorá je nepriamo úmerná veľkosti štandardnej chyby odhadu. Okrem hodnôt prezentovaných pre jednotlivé štúdie sú uvedené aj finálne stredné hodnoty (medián a vážený priemer) regresných parametrov vybraných premenných spolu s ich štandardnou chybou odhadu. Tieto boli použité na formuláciu apriórnych predpokladov týkajúcich sa pravdepodobnostných rozdelení parametrov zvolených makroekonomických determinantov. Apriórne predpoklady parametrov rovnice (6.3), s výnimkou minulej hodnoty NPLR, majú podobu normálneho rozdelenia a sú centrované na hodnotu mediánu parametrov publikovaných vo vybraných empirických štúdiách, pričom disperzia tohto rozdelenia je daná štandardnou chybou daných odhadov.

Apriórny predpoklad týkajúci sa dopadu zmien menového kurzu na NPLR nadobúda stredné hodnoty blízke nule. Tieto nejednoznačné hodnoty sú s veľkou pravdepodobnosťou výsledkom protismerného pôsobenia dôchodkového a bilančného efektu zmeny menového kurzu a taktiež neprecíznych špecifikácií tejto premennej v empirických modeloch. Z tohto dôvodu bol v prípade premennej ERB modelujúcej bilančný efekt zmeny menového kurzu použitý apriórny predpoklad založený na výsledku štúdie Jakubík a Reininger (2013), ktorá ako jediná z vyššie definovaného výberu štúdií brala pri modelovaní zmeny nominálneho kurzu v úvahu podiel úverov denominovaných v cudzích menách (na celkovo poskytnutých úveroch). Apriórny predpoklad týkajúci sa premennej ERI modelujúcej dôchodkový efekt zmien menového kurzu bol ponechaný vo svojej pôvodnej forme, a to z dôvodu, že medián parametrov odhadnutých v štúdiách pracujúcich s reálnym efektívnym menovým kurzom bol blízky nule. V prípade oboch premenných (ERI a ERB) bola použitá vyššia disperzia pravdepodobnostného

rozdelenia, ktorá súvisí s väčšou mierou neistoty spojenou s odhadmi efektov zmeny menového kurzu na NPLR. Toto nastavenie disperzie tak nechávalo väčší priestor pre informácie vyplývajúce z dát špecifických pre ČR.

Apriórny predpoklad ohľadom minulej hodnoty závislej premennej NPLR na strane regresorov bol špecifikovaný pomocou beta rozdelenia, a to z toho dôvodu, že regresná rovnica (6.3) modeluje stacionárny proces a daný autoregresný koeficient by mal nadobúdať kladné hodnoty menšie ako jedna. Taktiež autoregresné koeficienty ostatných premenných vo vedľajších rovniciach majú beta distribúciu predpokladajúcu miernu autokoreláciu. V prípade apriórnych predpokladov štandardnej chyby odhadu šokov v hlavnej aj vedľajších rovniciach modelu bolo zvolené inverzné gama rozdelenie (viď napr. Melecký, 2012).

Kombinácia pravdepodobnostnej funkcie riešeného modelu s apriórными predpokladmi ohľadom pravdepodobnostného rozdelenia parametrov definuje *aposteriórnu hustotu (posterior density) pravdepodobnosti*. Na základe apriórneho rozdelenia $p(\theta)$, kde θ je vektor obsahujúci modelové parametre, je aposteriórna hustota proporcionálna násobku pravdepodobnostnej funkcie riešeného modelu a apriórnych rozdelení (West a Harrison, 1997):

$$p(\theta/Y) \propto L(\theta/Y)p(\theta), \quad (6.6)$$

kde $L(\theta/Y)$ je pravdepodobnostná funkcia, ktorá závisí na dátach Y . Časť $p(\theta)$ predstavuje apriórne predpoklady, ktoré sú na sebe nezávislé, takže $p(\theta)$ je skonštruovaná ako násobok individuálnych apriórnych predpokladov vybraných makroekonomických premenných.

Aposteriórne rozdelenie pravdepodobnosti parametrov z rovníc (6.3), (6.4) a (6.5) je obecnou funkciou parametrov θ a je maximalizované pomocou algoritmu numerickej optimalizácie. V tejto práci je použitý *Monte-Carlo optimalizačný algoritmus* (Markov Chain Monte-Carlo, MCMC) dostupný v programe *Dynare* pod voľbou 7.⁶

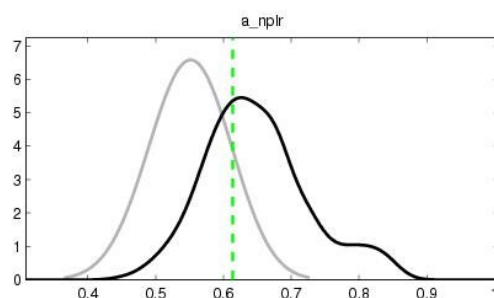
6.3 Výsledky odhadu regresného modelu

Apriórne predpoklady týkajúce sa rozdelenia (typ, stredná hodnota a disperzia) parametrov a výsledky základného bayesovského odhadu sú prezentované v prílohe 4. Výsledky odhadu boli taktiež interpretované za pomoci obrázkov graficky znázorňujúcich apriórne a aposteriórne rozdelenia hustoty pravdepodobnosti zvolených regresorov. Pritom šedá farba predstavuje apriórnu hustotu pravdepodobnosti a čierna farba je použitá v prípade aposteriórneho rozdelenia pravdepodobnosti. Čiarkovaná vertikálna línia označuje hodnotu aposteriórneho modusu, tj. najčastejšiu hodnotu aposteriórnej hustoty pravdepodobnosti.

Výsledky bayesovského odhadu potvrdzujú perzistenciu úverov v zlyhaní, keďže parameter závislej premennej omeškanej o jedno obdobie (a_{nplr}) nadobúda štatisticky významnú hodnotu 0,65 na 10% hladine významnosti. Z grafického vyjadrenia uvedeného v Obr. 6.1 je zároveň možné pozorovať prevahu informácie získanej z dát v porovnaní s informáciou danou apriórnym predpokladom, pričom aposteriórna stredná hodnota aj modus nadobúdajú vyšších hodnôt ako stanovená apriórna stredná hodnota. Tieto výsledky implikujú vyššiu mieru perzistencie NPLs v Českej republike v porovnaní s výsledkami, ktoré boli získané pomocou rešerše literatúry medzinárodných empirických štúdií.

⁶ Za pomoc pri vytváraní kódu pre software *Dynare* ďakujem školiteľovi doc. M. Meleckému.

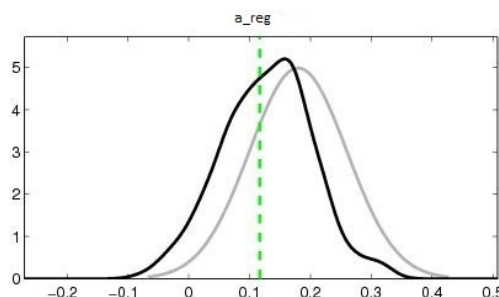
Obr. 6.1: Apriórne a aposteriórne rozdelenie hustoty pravdepodobnosti $NPLR_{t-1}$



Zdroj: vlastné výpočty v programe Matlab.

V prípade regresného parametra a_{reg} výsledky odhadu potvrdzujú nepriamo úmerný vzťah medzi reálnym ekonomickým rastom a podielom úverov v zlyhaní na celkovo poskytnutých úveroch. Odhadnutá aposteriórna stredná hodnota je zhruba 0,13, čo implikuje, že v prípade poklesu reálneho ekonomického rastu o 1% dochádza k nárastu NPLR o 0,13 %. Z grafického znázornenia apriórnej a aposteriórnej hustoty pravdepodobnosti (Obr. 6.2) vyplýva, že v prípade ekonomického rastu je aposteriórna stredná hodnota nižšia v porovnaní s hodnotou apriórnu, a teda je opäť možné pozorovať jemnú prevahu informácií získaných z dát, ktorá sa javí pre odhad aposteriórneho rozdelenia ako mierne významnejšia v porovnaní s apriórnu informáciou.

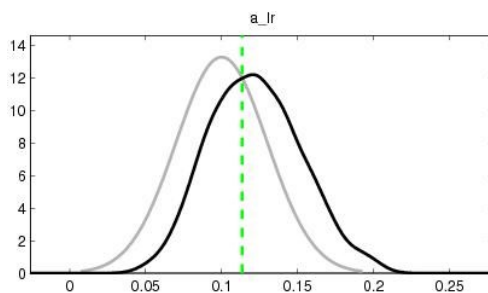
Obr. 6.2: Apriórne a aposteriórne rozdelenie hustoty pravdepodobnosti REG



Zdroj: vlastné výpočty v programe Matlab.

Výsledky dopadu rastu výpožičkovej úrokovej sadzby na úvery v zlyhaní potvrdzujú priamo úmerný vzťah medzi danými veličinami. Aposteriórna stredná hodnota parametra a_{lr} je štatisticky významná a dosahuje hodnotu 0,12, čo znamená, že v prípade 1% rastu tejto sadzby by došlo k nárastu NPLR o 0,12 %. Z grafického znázornenia v Obr. 6.3 je možné pozorovať mierny posun aposteriórneho rozdelenia hustoty pravdepodobnosti smerom doprava (v porovnaní s apriórnym rozdelením), a teda mierne silnejší efekt rastu úrokových sadzieb na NPLR v ČR v porovnaní s apriórnymi hodnotami získanými z rešerše literatúry.

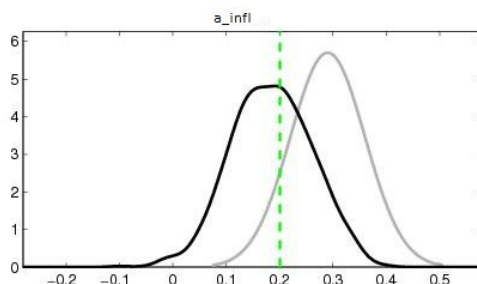
Obr. 6.3: Apriórne a aposteriórne rozdelenie hustoty pravdepodobnosti LR



Zdroj: vlastné výpočty v programe Matlab.

Na základe výsledkov získaných pomocou bayesovského odhadu modelu kreditného rizika pre ČR bol identifikovaný nepriamo úmerný vzťah medzi infláciou a NPLR. Konkrétne bola získaná štatisticky významná hodnota parametra a_infl vo výške 0,18, ktorá implikuje, že v prípade poklesu inflácie o 1 % dochádza k nárastu NPLR o 0,18 %. V grafickom znázornení (Obr. 6.4) stanoveného apriórneho a odhadnutého aposteriórneho rozdelenia môžeme pozorovať výraznejší posun aposteriórnej strednej hodnoty v porovnaní s apriórnou strednou hodnotou, a teda slabší rastúcej inflácie na schopnosť ekonomických subjektov v ČR splácať svoje záväzky v porovnaní s výsledkami získanými z medzinárodných štúdií.

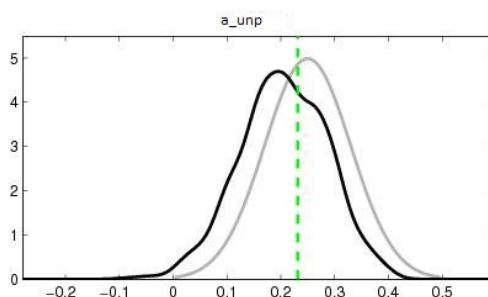
Obr. 6.4: Apriórne a aposteriórne rozdelenie hustoty pravdepodobnosti INFL



Zdroj: vlastné výpočty v programe Matlab.

Odhadnutý parameter a_unp dosahuje veľkosti 0,20 a jeho hodnota je štatisticky významná na 10% hladine významnosti. Tento výsledok potvrdzuje priamo úmerný vzťah medzi nezamestnanosťou a NPLR, kedy rast nezamestnanosti spôsobuje pokles príjmov ekonomických subjektov (domácností aj firiem) a pôsobí tak nepriaznivo na ich schopnosť dostať svojím záväzkom. Z grafu apriórnej a aposteriórnej hustoty pravdepodobnosti nezamestnanosti (Obr. 6.5) je viditeľné, že aposteriórna stredná hodnota je mierne vychýlená (smerom k nižším hodnotám) v porovnaní s apriórnou hodnotou, čím došlo k jemnému spresneniu parametra informáciou získanou z dát pre ČR.

Obr. 6.5: Apriórne a aposteriórne rozdelenie hustoty pravdepodobnosti UNP



Zdroj: vlastné výpočty v programe Matlab.

6.4 Analýza robustnosti

V rámci odhadu regresného modelu kreditného rizika špecifikovaného v rovnici (6.3) boli vytvorené dva alternatívne odhady, na základe ktorých bolo testované v akej miere závisia výsledky prezentovaného bayesovského odhadu na stanovení apriórnych predpokladov ohľadom pravdepodobnostného rozdelenia (jeho centrovania a disperzie) parametrov zvolených regresorov. Respektíve, opačne povedané, do akej miery je možné identifikovať regresné parametre na základe informácií plynúcich z dát relevantných pre Českú republiku.

Prvý alternatívny odhad (viď príloha 5) regresného modelu sa od základného odhadu líšil v centrovaní pravdepodobnostného rozdelenia, kedy bola stredná hodnota apriórneho rozdelenia centrovaná na hodnotu váženého priemeru (VP) efektov získaných v rámci

realizovanej rešerše literatúry. Od základného odhadu využívajúceho medián ako strednú hodnotu apriórneho rozdelenia sa tento odhad líši v tom, že vážené hodnoty parametrov odrážajú kvalitu odhadov prezentovaných v empirických štúdiách. Druhý alternatívny spôsob bayesovského odhadu (viď príloha 6) špecifikovaného regresného modelu pracoval s dvojnásobnou disperziou (DD) stanovenou v rámci apriórnych predpokladov pravdepodobnostných rozdelení jednotlivých regresorov. Pritom vyššie hodnoty disperzie pravdepodobnostného rozdelenia apriórneho predpokladu zvyšujú neistotu súvisiacu s daným predpokladom (znižujú jeho váhu) a poskytujú väčší priestor pre presadenie sa informácií plynúcich z dát.

6.5 Zhrnutie empirických výsledkov realizovaných odhadov

Všetky tri odhadnuté varianty špecifikácie regresného modelu potvrdzujú perzistenciu úverov v zlyhaní, tj. závislosť tejto veličiny na svojich minulých hodnotách. Na základe odhadnutých aposteriórnych hodnôt môže byť usudzované, že perzistencia NPLs v Českej republike je silnejšia v porovnaní s apriórными hodnotami získanými z realizovanej rešerše medzinárodných empirických štúdií. Odhadnuté alternatívne scenáre implikujú vysokú mieru perzistencie (odhadnuté aposteriórne stredné hodnoty minulej hodnoty premennej NPLR sú 0,86 a 0,89).

Medzi reálnym ekonomickým rastom a podielom úverov v zlyhaní na celkovo poskytnutých úveroch bol predpokladaný nepriamo úmerný vzťah. Tento výsledok bol potvrdený len v základnom odhade, ktorý jediný identifikoval štatisticky významnú hodnotu parametra a_{reg} , a to vo výške 0,13. Táto hodnota môže byť interpretovaná nasledujúcim spôsobom: pri poklese reálneho ekonomického rastu o 1 % dochádza k nárastu NPLR o 0,13 %. Identifikovaná aposteriórna stredná hodnota pre Českú republiku je nižšia v porovnaní s apriórnu strednou hodnotou stanovenou na báze mediánu efektov získaných z empirických štúdií (0,18).

Štatisticky významný a robustný vplyv na hodnotu NPLR identifikujú výsledky získané pre výpožičkovú úrokovú sadzbu. Tieto výsledky sú v súlade s teoretickými postulátmi, ktoré vysvetľujú predpoklad nepriaznivého pôsobenia rastu výpožičkových sadzieb na dlhové bremeno a následný možný rast problémových úverov. V základnom odhade a alternatívnom odhade VP dosahovali odhadnuté aposteriórne stredné hodnoty výšku 0,12, čo implikuje, že v prípade rastu výpožičkových sadzieb o 1 % by došlo k nárastu NPLR o 0,12 %. Vyššia hodnota parametra a_{lr} (0,18) bola identifikovaná v alternatívnom odhade DD. Tento scenár zväčšením disperzie zvýšil neistotu ohľadom apriórnych informácií a prikladal tak vyššiu váhu informáciám získaným z dát pre ČR. Na základe toho môžeme usudzovať, že dopad rastu výpožičkových sadzieb na agregátnu hodnotu NPLR v ČR môže byť silnejší ako uvádza základný odhad a odhad *vážený priemer*.

V prípade dopadu inflácie na NPLR teoretické postuláty ani empirické výsledky získané na základe meta-analýzy relevantnej literatúry nedefinujú jednoznačne, aký vzťah je možno predpokladať medzi týmito dvoma veličinami. Z troch odhadnutých variant modelu poskytuje štatisticky významný odhad parametra a_{infl} len jedna, a to základný odhad. Pričom tento výsledok implikuje existenciu nepriamo úmerného vzťahu medzi infláciou a NPLR v prípade Českej republiky v skúmanom období. Konkrétne, pri poklese miery inflácie o 1 % by došlo k nárastu NPLR o 0,18 %. Tento výsledok je tak v súlade so závermi štúdií Shu (2002), Gerlach et al. (2005) alebo Jakubík (2006). Posledná z menovaných štúdií bola realizovaná pre ČR, pričom autor priaznivý dopad rastúcej inflácie na NPLR odôvodňuje jej tlmiacim účinkom na použité nominálne úrokové sadzby.

Pri modelovaní dopadov zmeny menového kurzu je potrebné brať do úvahy dva protismerné efekty pôsobiace na veľkosť NPLR. Tieto efekty boli modelované pomocou premenných ERI a ERB, ktoré modelovali dôchodkový a bilančný efekt zmeny menového kurzu (v uvedenom poradí). Premenná ERI zachytávala zmenu reálneho efektívneho kurzu so zohľadnením miery otvorenosti českej ekonomiky a premenná ERB zmenu nominálneho kurzu koruny voči euru so zohľadnením podielu pôžičiek poskytnutých v zahraničných menách na celkovo poskytnutých úveroch. V prípade týchto premenných základný scenár neposkytol štatisticky významné výsledky. V prípade alternatívnych odhadov tomu však bolo opačne, pričom hodnoty týchto odhadov boli pomerne stabilné.

Aposteriórna stredná hodnota premennej ERI bola v prípade odhadu VP 2,1 a v prípade odhadu DD 2,2. Veľkosť odhadnutého parametra výrazne prevyšuje apriórnu strednú hodnotu stanovenú na základe nejednoznačných výsledkov rešerše literatúry a taktiež potvrdzuje dôležitosť monitorovania vývoja reálneho kurzu v prípade malých a vysoko otvorených ekonomík. Odhadnuté aposteriórne hodnoty potvrdzujú predpokladaný nepriamo úmerný vzťah medzi zmenami reálneho kurzu a NPLR. Konkrétne, v prípade poklesu reálneho kurzu (reálnej apreciácie) sa znižuje konkurencieschopnosť domácich statkov, čo má nepriaznivý dopad v podobe zníženia príjmov a zhoršenia finančnej kondície exportne zameraných firiem a pôsobí tak na rast kreditného rizika.

V prípade premennej ERB identifikovali oba alternatívne odhady takmer identické hodnoty parametra a_{erb} , a to 0,41 v prípade odhadu VP a 0,42 v prípade odhadu DD. Tieto výsledky tak potvrdzujú dôležitosť bilančného efektu zmeny nominálneho menového kurzu, avšak odhadnuté aposteriórne hodnoty sú výrazne nižšie ako je tomu v prípade efektu dôchodkového. Konkrétne, v prípade, že by došlo k rastu hodnoty kurzu CZK/EUR (so zohľadnením FX podielu) o 1 %, tak by hodnota NPLR vzrástla o 0,41 resp. 0,42 %. Tieto výsledky sú v súlade so závermi práce Jakubík a Reininger (2013), ktorí získali obdobné výsledky na základe panelovej štúdie krajín CESEE.

Medzi mierou nezamestnanosti a podielom úverov v zlyhaní na celkovo poskytnutých úveroch bol potvrdený priamo úmerný vzťah, tj. s rastom miery nezamestnanosti dochádza k rastu hodnoty NPLR. Štatisticky významné hodnoty boli odhadnuté v prípade základného (0,20) a alternatívneho odhadu *vážený priemer* (0,11). Tieto aposteriórne stredné hodnoty sú však pod úrovňou apriórnej strednej hodnoty získanej z rešerše literatúry, čo implikuje nižšiu citlivosť NPLR v ČR na zmeny nezamestnanosti v porovnaní s hodnotami publikovanými v empirických štúdiách.

ZÁVER

Predmetom dizertačnej práce bolo modelovanie agregátneho kreditného rizika v Českej republike, a to pre potreby makroprudenciálnej politiky. Motiváciou k tomuto výskumu bola nedávna globálna finančná kríza, ktorá odhalila potrebu revízie viacerých oblastí rámca regulácie a dohľadu nad finančným (bankovým) sektorom. Konkrétne, v oblasti kreditného rizika, táto kríza poukázala na nepripravenosť krajín monitorovať a vyhodnocovať toto riziko, ktorého materializácia priviedla bankové systémy niektorých štátov do krízového stavu.

Cieľom dizertačnej práce bolo ohodnotiť dopady makroekonomického vývoja a šokov na agregátne kreditné riziko v Českej republike v období rokov 1994-2014. Zmeny v makroekonomickom prostredí boli zachytené pomocou reálneho ekonomického rastu, inflácie, výpožičkových úrokových sadzieb, dôchodkového a bilančného efektu menového kurzu a nezamestnanosti. Stanovený cieľ bol naplnený pomocou makroekonomického modelu kreditného rizika, ktorý bol odhadnutý metódou bayesovského odhadu inštrumentálnych premenných. Táto metóda umožňovala využiť apriórne informácie, týkajúce sa pravdepodobnostného rozdelenia odhadovaných regresných parametrov, získané na základe realizovanej rešerše a meta-analýzy relevantnej literatúry. Zároveň táto metóda umožnila zohľadniť prípadnú endogenitu makroekonomického vývoja vzhľadom k úverom v zlyhaní.

Boli realizované tri odhady špecifikácie makroekonomického modelu kreditného rizika. Konkrétne, základný odhad centroval apriórne rozdelenia hustoty pravdepodobnosti na základe mediánu efektov vybraných regresorov získaných z empirických štúdií. Ďalej boli realizované dva alternatívne odhady. Prvý bol nazvaný *vážený priemer*, a to z toho dôvodu, že k centrovaniu apriórnych rozdelení hustôt pravdepodobnosti parametrov využíval vážené hodnoty efektov, čo umožňovalo zohľadniť kvalitu publikovaných výsledkov. Druhý alternatívny odhad bol nazvaný *dvojnásobná disperzia*, pretože používal dvojnásobné hodnoty štandardnej chyby odhadu efektov získaných z literatúry, čím zväčšoval neistotu spojenú s využitím apriórnych informácií a prikladal tak väčšiu váhu dátam špecifickým pre Českú republiku.

Výsledky získané zo všetkých troch realizovaných odhadov potvrdili významnú perzistenciu úverov v zlyhaní a teda fakt, že táto veličina sa nemení skokovo. V základnom scenári bola identifikovaná významná miera perzistencie zhruba konzistentná s apriórnymi strednými hodnotami získanými z medzinárodných empirických štúdií. V alternatívnych odhadoch však boli odhadnuté vyššie aposteriórne hodnoty implikujúce vysokú mieru perzistencie úverov v zlyhaní v ČR. Z tohto dôvodu môže rast úverov v zlyhaní indikovať materializáciu agregátneho kreditného rizika s väčším meškaním ako v prípade iných krajín a predstavovať tak určitú prekážku pre efektívne a skoré monitorovanie dynamiky kreditného rizika v českom bankovom systéme.

Empirické výsledky potvrdili priaznivý dopad reálneho ekonomického rastu a rastúcej miery inflácie na kreditné riziko. U oboch veličín tento nepriamo úmerný vzťah potvrdil základný odhad, pričom citlivosť NPLR na tieto veličiny v ČR sa javí jemne nižšia v porovnaní so strednými hodnotami získanými na báze medzinárodných empirických štúdií. Naopak, nepriaznivý vplyv na kreditné riziko bol identifikovaný v prípade rastu výpožičkových sadzieb a miery nezamestnanosti. U výpožičkových sadzieb sa jedná o pomerne robustné výsledky, priamo úmerný vzťah medzi rastúcimi výpožičkovými sadzbami a NPLR identifikovali všetky tri realizované odhady. Pritom aposteriórne stredné hodnoty boli vyššie v porovnaní s hodnotami získanými na báze rešerše literatúry, s tým, že alternatívny odhad dvojnásobná disperzia (prikladajúci väčšiu váhu informáciám získaným z dát) identifikoval najvyššiu hodnotu. Tieto výsledky tak implikujú vyššiu citlivosť NPLR na rast výpožičkových sadzieb v ČR. V prípade miery nezamestnanosti štatisticky významné výsledky boli získané v rámci základného odhadu a odhadu vážený priemer. Odhadnuté aposteriórne stredné hodnoty sú

nižšie v porovnaní s efektmi získanými z medzinárodných štúdií, čo opätovne implikuje, že došlo k spresneniu odhadu parametra na základe informácií získaných z dát špecifických pre ČR.

Zachytenie dvoch protismerných efektov zmeny menového kurzu, a to dôchodkového efektu (zmena reálneho efektívneho kurzu koruny so zohľadnením miery otvorenosti českej ekonomiky) a bilančného efektu (zmena nominálneho kurzu CZK/EUR so zohľadnením objemu úverov poskytnutých v cudzích menách) sa javí ako efektívne a poskytuje štatisticky významné výsledky. Konkrétne, oba alternatívne odhady identifikovali významný priaznivý efekt reálnej depreciačie kurzu na NPLR, a to vďaka zvýšeniu konkurencieschopnosti statkov pro-exportne zameraných firiem a následnému zlepšeniu ich finančnej kondície a schopnosti dostať svojím záväzkom. Tento výsledok potvrdil fakt, že dôležitou charakteristikou českej ekonomiky je jej vysoká miera otvorenosti a prebiehajúca zmena smerom k ekonomickému rastu ťahanému prevažne zlepšujúcou sa kondíciou zahraničného obchodu.

Štatisticky významných hodnôt na 10% hladine významnosti dosiahol aj parameter modelujúci bilančný efekt zmeny nominálneho menového kurzu, ktorý zachytával citlivosť NPLR na rast (depreciačiu) kurzu CZK/EUR, a to so zohľadnením zadĺženia v cudzích menách. Rast nominálneho kurzu sa v prípade nezaistených pozícií premieta do výšky dlžnej čiastky a následne do kvality aktív a nárastu problémových pôžičiek. Tieto výsledky tak potvrdzujú dôležitosť bilančného efektu zmeny nominálneho menového kurzu, avšak odhadnuté aposteriórne hodnoty sú výrazne nižšie v porovnaní s odhadnutými hodnotami efektu dôchodkového. Napriek tomu, že zadĺženie v cudzích menách v ČR je v súčasnosti na udržateľných hodnotách (prostredie zhodnocujúcej sa meny a nízkych úrokových sadzieb nevytvorilo stimuly pre zadlžovanie sa v cudzích menách), tak dopad bilančného efektu menového kurzu je stále významný a mal by byť tvorcami makroprudenciálnej politiky braný v úvahu.

Na základe získaných empirických výsledkov sa zdá byť, z pohľadu tvorcov hospodárskej politiky, využitie kurzovej politiky efektívne pre riadenie agregátneho kreditného rizika, a to hlavne jeho časovej dimenzie. Konkrétne, skoré využitie reálnej depreciačie koruny v prípadoch narastajúceho kreditného rizika môže pomôcť podporiť solventnosť bankového sektora. Česká národná banka začala od novembra 2013 používať menový kurz ako nástroj svojho režimu cieľovania inflácie, čo viedlo k znehodnoteniu českej koruny vzhľadom k hlavným menám. Vedľajším efektom tohto opatrenia môže byť v súlade s dosiahnutými výsledkami zníženie kreditného rizika v bankovom sektore ČR.

LITERATÚRA

- [1] AHMAD, Fawad a Taqadus BASHIR. Explanatory Power of Macroeconomic Variables as Determinants of Non-Performing Loans: Evidence from Pakistan. *World Applied Sciences Journal*. 2013, roč. 22, č. 2, s. 243-255. ISSN 1818-4952.
- [2] ALI, Asghar a Kevin DALI. Macroeconomic determinants of credit risk: Recent evidence from a cross country study. *International Review of Financial Analysis*. 2010, roč. 19, č. 3, s. 165-171. ISSN 1057-5219.
- [3] AN, Sungbae a Frank SCHORFHEIDE. Bayesian Analysis of DSGE Models. *Econometric reviews*. 2007, roč. 26, č. 2-4, s. 113-172. ISSN 0747-4938.
- [4] BABIHUGA, Rita. Macroeconomic and financial soundness indicators: an empirical investigation. *IMF Working Paper 07/115* [online]. 2007. [cit. 2012-09-05]. Dostupné z: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp07115.pdf>
- [5] BABOUČEK, Ivan a Martin JANČAR. A VAR analysis of the effects of macroeconomic shocks to the quality of the aggregate loan portfolio of the Czech banking sector. *Czech National Bank Working Paper Series 1* [online]. 2005. [cit. 2012-09-05]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/en/research/research_publications/cnb_wp/download/cnbwp_2005_01.pdf
- [6] BANK OF ENGLAND. The role of macroprudential policy. *Bank of England Discussion Paper* [online]. 2009. [cit. 2012-09-29]. Dostupné z: <http://www.bankofengland.co.uk/publications/Documents/other/financialstability/roleofmacroprudentialpolicy091121.pdf>
- [7] BIELECKI, Tomasz R. a Marek RUTKOWSKI. *Credit Risk: Modeling, Valuation and Hedging*. Berlin: Springer, 2002. 501 s. ISBN 3-540-67593-0.
- [8] BIS (BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS). *64th Annual Report* [online]. 1994. [cit. 2015-10-04]. Dostupné z: http://www.bis.org/publ/arpdf/archive/ar1994_en.pdf
- [9] BLASCHKE, W., M. T. JONES, G. MAJNONI a S. MARTINEZ PERIA. Stress Testing of Financial Systems: An Overview of Issues, Methodologies, and FSAP Experiences. *IMF Working Paper 01/88* [online]. 2001. [cit. 2012-09-29]. Dostupné z: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp0188.pdf>
- [10] BOFONDI, Marcello a Tiziano ROPELE. Macroeconomic determinants of bad loans: evidence from Italian banks. *Banca D'Italia Occasional Papers No. 89* [online]. 2011. [cit. 2012-09-05]. Dostupné z: http://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/econo/quest_ecofin_2/QF_89/QEF_89.pdf
- [11] BORIO, Claudio. Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation? *BIS Working Paper No. 128* [online]. 2003. [cit. 2012-09-06]. Dostupné z: <http://www.bis.org/publ/work128.pdf>
- [12] BUNCIC, Daniel a Martin MELECKY. Macroprudential stress testing of credit risk: a practical approach for policy makers. *Journal of Financial Stability*. 2013, roč. 9, č. 3, s. 347-370. ISSN 1572-3089.
- [13] CASTRO, Vitor. Macroeconomic determinants of the credit risk in the banking system: The case of the GIPSI. *Economic Modelling*. 2013, roč. 31, č. C, s. 672-683. ISSN 0264-9993.
- [14] CGFS (COMMITTEE ON THE GLOBAL FINANCIAL SYSTEM). Macroprudential instruments and frameworks: a stocktaking of issues and experiences. *CGFS Papers No 38* [online]. 2010. [cit. 2015-01-05]. Dostupné z: <http://www.bis.org/publ/cgfs38.pdf>

- [15] CLAESSENS, Stijn. An Overview of Macroprudential Policy Tools. *IMF Working Paper 14/2014* [online]. 2014. [cit. 2015-05-22]. Dostupné z: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2014/wp14214.pdf>
- [16] CLEMENT, Piet. The term “macroprudential”: origins and evolution. *BIS Quarterly Review* [online]. 2010. [cit. 2012-09-06]. Dostupné z: http://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1003h.pdf
- [17] ČNB (ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA). *Zpráva o finanční stabilitě 2013/2014*. Praha: Česká národní banka, 2014. 169 s. ISBN 978-80-87225-52-3.
- [18] ČNB (ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA). *Zpráva o finanční stabilitě 2012/2013*. Praha: Česká národní banka, 2013. 153 s. ISBN 978-80-87225-44-8.
- [19] de BANDT, Olivier a Phillip HARTMANN. Systemic risk: a survey. *European Central Bank Working Paper Series No. 35* [online]. 2000. [cit. 2012-09-29]. Dostupné z: <http://www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp035.pdf>
- [20] ESPINOZA, Raphael a Ananthakrishnan PRASAD. Nonperforming loans in the GCC banking system and their macroeconomic effects. *IMF Working Paper 10/224* [online]. 2010. [cit. 2012-09-05]. Dostupné z: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1750712&
- [21] FAINSTEIN, Grigori a Igor NOVIKOV. The Comparative Analysis of Credit Risk Determinants In the Banking Sector of the Baltic States. *Review of Economics & Finance*. 2011, roč. 1, č. 3, s. 20-45. ISSN1923-7529.
- [22] FESTIĆ, Mejra a Jani BEKŮ. The banking sector and macroeconomic performance in central european economies. *Czech Journal of Economics and Finance*. 2008, roč. 58, č. 3-4, s. 131-151. ISSN 0015-1920.
- [23] FESTIĆ, M., A. KAVKLER a S. REPINA. The macroeconomic sources of systemic risk in the banking sectors of five new EU member states. *Journal of Finance and Banking*. 2011, roč. 35, č. 2, s. 310-322. ISSN 0378-4266.
- [24] FOFACK, Hippolite. Nonperforming loans in Sub – saharan Africa: casual analysis and macroeconomic implications. *World Bank Policy Research Working Paper 3769* [online]. 2005. [cit. 2012-09-05]. Dostupné z: <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/8498/wps3769.pdf?sequence=1>
- [25] FRAIT, Jan a Zlatuše KOMÁRKOVÁ. Finanční stabilita, systémové riziko a makroobezřetnostní politika. In: *Zpráva o finanční stabilitě 2010/2011*. Praha: Česká národní banka, 2011, s. 96-110. ISBN 978-80-87225-33-2.
- [26] GALATI, Gabriele a Richhild MOESSNER. Macroprudential policy - a literature review. *DNB Working Paper No. 267* [online]. 2010. [cit. 2012-09-29]. Dostupné z: http://www.dnb.nl/en/binaries/267%2520-%2520Macroprudential_tcm47-243120.pdf
- [27] GAMBERA, Michele. Simple forecasts of bank loan quality in the business cycle. *Emerging Issues*. 2000, č. apríl, s. 1-27.
- [28] GERLACH, S., W. PENG a Ch. SHU. Macroeconomic conditions and banking performance in Hong Kong SAR: a panel data study. *BIS Papers No. 22* [online]. 2005. [cit. 2012-09-05]. Dostupné z: <http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap22x.pdf>
- [29] GERŠL, Adam a Petr JAKUBÍK. Procykličnost finančního systému a simulace „feedback“ efektu. In: *Zpráva o finanční stabilitě 2009/2010*. Praha: Česká národní banka, 2010, s. 105-114. ISBN 978-80-87225-23-3.
- [30] IMF (INTERNATIONAL MONETARY FUND). Financial Soundness Indicators. *Compilation Guide* [online]. 2006. [cit. 2014-06-15]. Dostupné z: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fsi/guide/2006/>

- [31] JAKUBÍK, Petr a Thomas REININGER. Determinants of Nonperforming Loans in Central, Eastern and Southeastern Europe. *Focus on European Economic Integration*. 2013, roč. 2013, č. 3, s. 48-66. ISSN 2310-5291.
- [32] JAKUBÍK, Petr. Makroekonomický model kreditního rizika. In: *Zpráva o finanční stabilitě 2005*. Praha: Česká národní banka, 2006, s. 84-92.
- [33] JIMÉNEZ, Gabriel a Jesús SAURINA. Credit cycles, credit risk, and prudential regulation. *International Journal of Central Banking*. 2006, roč. 2, č. 2, s. 65-98. ISSN 1815-4654.
- [34] KAMINSKY, Graciela L. a Carmen M. REINHART. The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems. *The American Economic Review*. 1999, roč. 89, č. 3, s. 473-500. ISSN 0002-8282.
- [35] KAUFMAN, George G. a Kenneth E. SCOTT. What is systemic risk, and do bank regulators retard or contribute to it? *The Independent Review*. 2003, roč. 7, č. 3, s. 371-391. ISSN 1086-1653.
- [36] KEELE, Luke a Nathan J. KELLY. Dynamic Models for Dynamic Theories: The Ins and Outs of Lagged Dependent Variables. *Political Analysis*. 2006, roč. 14, č. 2, s. 186-205. ISSN 1476-4989.
- [37] KISLINGEROVÁ, E., P. BOUKAL, V. ČEPELKA, J. HNILICA, J. NOVOTNÝ, H. SCHOLLEOVÁ, P. SIEBER, H. VÁVROVÁ. *Manažerské finance*. 2. vyd. Praha: C. H. Beck, 2007. 745 s. ISBN 978-80-7179-903-0.
- [38] KLEIN, Nir. Non-Performing Loans in CESEE: Determinants and Impact on Macroeconomic Performance. *Working Paper No. 13/72* [online]. 2013. [cit. 2015-01-04]. Dostupné z: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1372.pdf>
- [39] LAEVEN, Luc a Fabian VALENCIA. System banking crises: a new database. *IMF Working Paper No. 08/224* [online]. 2008. [cit. 2012-11-11]. Dostupné z: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2008/wp08224.pdf>
- [40] LOUZIS, D. S., A. T. VOULDIS, V. L. METAXAS. Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. *Journal of Finance and Banking*. 2012, roč. 36, č. 4, s. 1012-1027. ISSN 0378-4266.
- [41] LUBIK, Thomas a Frank SCHORFHEIDE. Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. *Journal of Monetary Economics*. 2007, roč. 54, č. 4, s. 1069-1087. ISSN 0304-3932.
- [42] LUKÁČIKOVÁ, Adriana a Martin LUKÁČIK. *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami*. Bratislava: Ekonóm, 2008. 344 s. ISBN 978-80-225-2614-2.
- [43] MARCUCCI, Juri a Mario QUAGLIARIELLO. Is bank portfolio riskiness procyclical: Evidence from Italy using a vector autoregression. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 2008, roč. 18, č. 1, s. 46-63. ISSN 1042-4431.
- [44] MELECKY, Martin. Macroeconomic dynamics in Macedonia and Slovakia: Structural estimation and comparison. *Economic Modelling*. 2012, roč. 29, č. 4, s. 1377-1387. ISSN 0264-9993.
- [45] MERTON, Robert C. a Zvi BODIE. A conceptual framework for analyzing the financial environment. In: CRANE, D. B. et al. *The global financial system: A functional perspective*. Boston: Harvard Business School Press, 1995, s. 3-31. ISBN: 978-0875846224.
- [46] MESSAI, Ahlem S. a Fathi JOUINI. Micro and Macro Determinants of Non-performing Loans. *International Journal of Economics and Financial Issues*. 2013, roč. 3, č. 4, s. 852-860. ISSN: 2146-4138.

- [47] PERSAUD, Avinash. Macro – prudential regulation. *ECMI Commentary No. 25/4* [online]. 2009. [cit. 2012-09-06]. Dostupné z: <http://www.ceps.eu/book/macro-prudential-regulation>
- [48] PODPIERA, Jiří a Laurent WEILL. Bad luck or bad management? Emerging banking market experience. *Journal of Financial Stability*. 2008, roč. 4, č. 2, s. 135-148. ISSN 1572-3089.
- [49] PODPIERA, Richard. Does compliance with Basel Core Principles bring any measurable benefits? *IMF Staff Papers*. 2006, roč. 53, č. 2, s. 306-326. ISSN 1020-7635.
- [50] POLOUČEK, S., J. FRAIT, I. SKAUNIC, D. STAVÁREK, P. VODOVÁ. *Bankovníctví*. 2. vyd. Praha: C. H. Beck, 2013. 480 s. ISBN 978-80-7400-491-9.
- [51] RINALDI, Laura a Alicia SANCHIS-ARELLANO. Household debt sustainability: what explains household non-performing loans? An empirical analysis. *Working Paper Series 0570* [online]. 2006. [cit. 2015-01-05]. Dostupné z: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp570.pdf>
- [52] ROSS, S. A., R. W. WESTERFIELD, J. F. JAFFE. *Corporate Finance*. 2. vyd. Boston: Irwin, Homewood, 1990. 833 s. ISBN 0-256-08402-5.
- [53] SALAS, Vicente a Jesús SAURINA. Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks. *Journal of Financial Services Research*. 2002, roč. 22, č. 3, s. 203-224. ISSN 0920-8550.
- [54] SHU, Chang. The impact of macroeconomic environment on the asset quality on Hong Kong's banking sector. *Hong Kong Monetary Authority Working Paper* [online]. 2002. [cit. 2012-08-23]. Dostupné z: <http://www.hkma.gov.hk/media/eng/publication-and-research/research/working-papers/pre2007/RM20-2002.pdf>
- [55] SUNDARARAJAN, V., Ch. ENOCH, A. San JOSÉ, P. HILBERS, R. KRUEGER, M. MORETTI a G. SLACK. Financial Soundness Indicators: Analytical Aspects and Country Practices. *IMF Occasional Papers No. 212* [online]. 2002. [cit. 2012-04-09]. Dostupné z: http://www.jvi.org/uploads/tx_abaeasydownloads/L-12%20-%20Sundararajan-fin-soundness-indicators-OP212.pdf
- [56] ŠKARICA, Bruna. Determinants of non-performing loans in Central and Eastern European countries. *Financial Theory and Practice*. 2014, roč. 38, č. 1, s. 37-59. ISSN 1845-9757.
- [57] VIÑALS, José. Macroprudential policy: an organizing framework. *International Monetary Fund* [online]. 2011. [cit. 2012-06-09]. Dostupné z: <http://www.imf.org/external/np/pp/eng/2011/031411.pdf>
- [58] Vyhláška ČNB č. 123/2007 Zb. ve znění vyhlášky č. 282/2008 Zb., vyhlášky č. 380/2010 Zb., vyhlášky č. 89/2011 Zb. a vyhlášky č. 187/2012 Zb. o pravidlech obezřetného podnikání bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry. In: *Sbírka zákonů České republiky*. 2007, částka 6. Dostupné z: http://www.cnb.cz/cs/legislative/obezretne_podnikani/obsah.html
- [59] WEST, Mike a Jeff HARRISON. *Bayesian Forecasting and Dynamic Models*. 2. vyd. New York: Springer, 1997. ISBN 0-387-94725-6.
- [60] WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory econometrics: a modern approach*. Mason: South-Western College Publishing, 2009. 865 s. ISBN 978-0324581621.
- [61] YURDAKUL, Funda. Macroeconomic Modelling Of Credit Risk For Banks. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*. 2014, roč. 109, č. 0, s. 784-793. ISSN 1877-0428.
- [62] ZEMAN, Juraj a Pavol JURČA. Macro stress testing of the Slovak banking sector. *National Bank of Slovakia Working Paper 1/2008* [online]. 2008. [cit. 2012-05-09]. Dostupné z: http://www.nbs.sk/_img/Documents/PUBLIK/08_kol1a.pdf

ZOZNAM SKRATIEK

ARDL	Autoregresný model s rozloženými časovými meškami (Autoregressive Distributed Lag)
BCBS	Bazilejský výbor pre bankový dohľad (Basel Committee on Banking Supervision)
BIS	Banka pre medzinárodné platby (Bank for International Settlements)
CESEE	Krajiny strednej, východnej a juhovýchodnej Európy (Central, Eastern and Southeastern Europe)
CGFS	Výbor pre globálny finančný systém (Committee on the Global Financial System)
CZK/EUR	Nominálny bilaterálny kurz českej koruny voči euru
ČNB	Česká národná banka
ČR	Česká republika
ČSÚ	Český štatistický úrad
DD	Dvojnásobná disperzia (alternatívny odhad)
DDP	Doktorská dizertačná práca
FX	Cudzie meny (foreign currencies)
GCC	Rada pre spoluprácu arabských štátov Zálivu (Gulf Cooperation Council)
GMM	Zovšeobecnená metóda momentov (Generalized Method of Moments)
HDP	Hrubý domáci produkt
i.i.d.	Nezávislé a identicky rozložené náhodné veličiny (independent and identically distributed random variables)
IMF	Medzinárodný menový fond (International Monetary Fund)
MCMC	Optimalizačný algoritmus Markov Chain Monte-Carlo
MPP	Makroprudenciálna politika
NPLR	Podiel úverov v zlyhaní na celkovo poskytnutých úveroch (non-performing loans ratio)
NPLs	Úvery v zlyhaní (non-performing loans)
OLS	Metóda najmenších štvorcov (Ordinary Least Squares)
PIIGS	Portugalsko, Írsko, Taliansko, Grécko a Španielsko
s. e.	Štandardná chyba odhadu (standard error)
VAR	Vektorovo autoregresný model (Vector Autoregressive Model)
VEC	Vektorový model korekcie chyby (Vector Error Correction)
VP	Vážený priemer (alternatívny odhad)
WLS	Metóda vážených štvorcov (Weighted Least Squares)
Zb.	Zbierka zákonov Českej republiky

ZOZNAM PRÍLOH

Príloha 1: Štúdie zahrnuté v meta-analýze relevantnej literatúry

Príloha 2: Popis dát a ich zdrojov

Príloha 3: Apriórne predpoklady pravdepodobnostného rozdelenia regresných parametrov vybraných premenných

Príloha 4: Apriórne predpoklady a výsledky základného bayesovského odhadu

Príloha 5: Apriórne predpoklady a výsledky alternatívneho bayesovského odhadu *vážený priemer*

Príloha 6: Apriórne predpoklady a výsledky alternatívneho bayesovského odhadu *dvojnásobná disperzia*

Príloha 1: Štúdie zahrnuté v meta-analýze relevantnej literatúry

	Autori	Rok	Krajiny	Dáta	Frek	Zdroj
1	AHMAD, F., BASHIR, T.	2013	Pakistan	1991-2011	A	SC
2	ALHASSAN, A. L., KYEREBOAH-COLEMAN, A., ANDOH, CH.	2014	Ghana	2005-2010	A	SC
3	BABIHUGA, R.	2007	96 krajín	1998-2004	A	WP
4	BABOUČEK, I., JANČAR, M.	2005	Česká republika	1993M1-2004M11	M	WP
5	BUNCIC, D., MELECKY, M.	2013	54 vysoko a stredne príjmových k.	1994-2004	A	IF
6	CASTRO, V.	2013	Grécko, Írsko, Portugalsko, Španielsko, Taliansko	1997Q1-2011Q3	Q	IF
7	DE BOCK, R., DEMYANETS, A.	2012	25 rozvíjajúcich sa krajín	1996-2010	A	WP
8	ESPINOZA, R., PRASAD, A.	2010	Bahrajn, Kuvajt, Omán, Katar, Saudská Arábia, UAE	1995-2008	A	WP
9	FESTIČ, M., REPINA, S., KAVKLER, A.	2009	Estónsko, Lotyšsko, Litva, Rumunsko, Bulharsko	1999Q1-2008Q4	Q	IF
10	FESTIČ, M., ROMIH, D.	2008	Slovensko, Slovinsko, Česká rep.	1995M1-2006M12	M	IF
11	FESTIČ, M., BEKŐ, J.	2008	Maďarsko, Poľsko, Česká republika, Slovensko, Slovinsko	1995Q1-2007Q1	Q	IF
12	GERLACH, S., PENG, W., SHU, CH.	2005	Hongkong	1995-2002	A	WP
13	GREENIDGE, K., GROSVENOR, T.	2010	Barbados	1996Q1-2008Q4	Q	REW
14	GUY, K., LOWE, S.	2011	Barbados	1996Q1-2008Q4	Q	REW
15	CHAIBI, H., FTITI, Z.	2015	Francúzsko, Nemecko	2005-2011	A	SC
16	CHOY, I. W. T.	2014	Makao	2003Q1-2013Q1	Q	WP
17	JIMÉNEZ, G., SAURINA, J.	2006	Španielsko	1984-2002	A	IF
18	KAVKLER, A., FESTIČ, M.	2010	Estónsko, Lotyšsko, Litva	1997Q1-2007Q3	Q	REW
19	LOUZIS, D. P., VOULDIS, A. T., METAXAS, V. L.	2012	Grécko	2003Q1-2009Q3	Q	IF
20	MANCKA, A.	2012	Albánsko	2002Q1-2010Q4	Q	REW
21	MESSAI, A. S., JOUINI, F.	2013	Taliansko, Grécko, Španielsko	2004-2008	A	REW
22	NJOROGE, L., KAMAU, A. W.	2010	Keňa	2000Q4-2009Q4	Q	SC
23	NKUSU, M.	2011	26 vyspelých krajín	1998-2009	A	WP
24	NOVIKOV, I.	2012	Estónsko, Lotyšsko, Litva	1997Q3-2009Q4	Q	REW
25	PODPIERA, R.	2006	65 krajín	1998-2002	A	IF
26	JAKUBÍK, P., REININGER, T.	2013	Bulharsko, Chorvátsko, Česká republika, Maďarsko, Rumunsko, Poľsko, Rusko, Slovensko, Ukrajina	2004Q1-2012Q4	Q	REW
27	SALAS, V., SAURINA, J.	2002	Španielsko	1985-1997	A	IF
28	SHIJAKU, H., CECA, K.	2011	Albánsko	2005Q1-2009Q4	Q	WP
29	SHINGJERGJI, A.	2013	Albánsko	2005Q1-2012Q1	Q	REW
30	SHU, CH.	2002	Hongkong	1995Q1-2002Q2	Q	WP
31	VAZQUEZ, F., TABAK, M. B., SOUTO, M.	2012	Brazília	2001Q1-2009Q1	Q	IF
32	YURDAKUL, F.	2014	Turecko	1998M1-2012M7	M	SC
33	ZEMAN, J., JURČA, P.	2008	Slovensko	1996Q4-2006Q4	Q	WP

Pozn.: Frek. - frekvencia dát, M - mesačné dáta, Q - kvartálne dáta, A - ročné dáta; IF - journal indexovaný v databáze WOS, SC - journal indexovaný v databáze Scopus, WP - pracovný dokument (working paper), REW - recenzovaný journal neindexovaný v databázach WOS a Scopus.

Zdroj: vlastné spracovanie.

Príloha 2: Popis dát a ich zdrojov

Premenná	Popis	Zdroj
NPLR	Pomer agregátnych úverov v zlyhaní k celkovým úverom (%)	ČNB (ARAD a interné dáta)
HDP	Výdaje na HDP v stálych cenách roku 2005, v mil. CZK, sezónne neočistené	ČNB (ARAD a extrapolácia pomocou interných dát v období 1993Q1-1995Q4)
CPI	Index spotrebiteľských cien (2000=100)	ILO
CZK/EUR	Nominálny bilaterálny kurz koruny voči euru, kvartálny priemer	ČNB (ARAD) a extrapolácia pomocou dát z DATASTREAM v období 1993Q1-1998Q1
REER	Index reálneho efektívneho kurzu koruny (2010=100) v spotrebiteľských cenách, váhy: obrat zahraničného obchodu 2010 - v %, kvartálny priemer	ČNB (ARAD a extrapolácia pomocou interných dát v období 1993Q1-1994Q4)
LR	Výpožičková úroková sadzba klientskych úverov, od roku 2001 vážený priemer sadzieb pre domácnosti a nefinančné podniky	ČNB (ARAD)
UNP	Harmonizovaná miera nezamestnanosti (%) podľa definície ILO, sezónne očistené, kvartálny priemer	EUROSTAT
FX	Podiel úverov v zahraničnej mene na celkových úveroch	ČNB (ARAD)
OPEN	Otvorenosť ekonomiky vypočítaná ako podiel súčtu objemu exportu a importu na nominálnom HDP, sezónne neočistené	ČSÚ (a extrapolácia exportu a importu z ARADu v období 1993Q1-1994Q4)

Zdroj: vlastné spracovanie

Príloha 3: Apriórne predpoklady pravdepodobnostného rozdelenia regresných parametrov vybraných premenných

	NPLR		NPLR _v		REG		IR		INFL		ER		UNP	
	t-1	1/s. e.	t-1	1/s. e.	REG _v	IR _v	INFL _v	ER _v	UNP _v					
Alhassan et al. (2014)	0,30	10,33	3,06	-1,03	2,16	-2,21	1,00	4,28	4,38					
Buncic, Melecky (2013)	0,67	7,25	4,86	-0,26	11,24	-2,94	0,21	21,28	4,38	0,13	18,52	2,43		
Castro (2013)	0,96	59,85	57,62	-0,06	71,79	-4,02								
de Bock, Demyanets (2012)	0,41	25,07	9,83	-0,21	11,90	-2,55	0,00	17,85	-0,07					
Espinoza, Prasad (2010)	0,87	16,86	12,08	-1,95	0,88	-1,89	0,00	41,07	0,38					
Gerlach, Peng, Shu (2005)	0,34	16,39	5,88	0,59	4,00	1,54	0,58	19,84	10,91	-0,32	25,59	-8,19		
Jimenez, Saurina (2006)	0,55	11,58	6,38	-0,14	57,56	-8,24	0,10	67,91	6,69					
Louzis, Vouldis, Metaxas (2012)	-0,10	20,40	-2,08	-0,55	8,94	-4,79	0,22	11,52	2,42				0,21	11,41 3,00
Njoroge, Kamau (2010)	0,99	58,00	57,55	-3,37	0,59	-1,99				1,27	2,58	3,27	0,78	1,09 0,84
Nkusu (2011)	0,13	11,85	0,45	-0,16	24,73	-4,02	0,26	8,26	2,12				0,25	12,35 3,02
Reininger, Jakubík (2013)	0,21	8,38	1,84	-1,64	2,38	-3,86					0,37	6,58	2,38	
Salas, Saurina (2002)	0,53	14,22	7,49	-0,12	74,48	-8,11								
Shu (2002)	0,77	41,97	32,82	-0,03	105,71	-3,67	0,15	40,20	6,45	-0,28	16,36	-4,73	0,04	59,07 2,54
Vazquez, Tabak, Souto (2012)	0,60	11,36	6,84	-0,19	38,73	-7,26								
Yurdakul (2014)	0,97	85,70	83,47	-0,02	101,27	-1,60	0,01	200	2,15				-0,02	20,00 -0,34
Zeman, Jurča (2008)	0,68	8,01	5,42	-0,01	200	-1,60	0,00	200	0,30				-0,01	200 -2,00
Vážený priemer			0,63			-0,11			0,09			-0,18		-0,02
Medián	0,55			-0,18			0,10			-0,29			-0,01	0,25
Štandardná chyba (s. e.)	0,06			0,08			0,03			0,07			0,03	0,08

Pozn.: NPLR označuje podiel úverov v zlyhaní na celkovo poskytnutých úveroch, REG mieru reálneho ekonomického rastu, IR úrokovú sadzbu, INFL mieru inflácie, ER zmenu menového kurzu a UNP mieru nezamestnanosti. Index _{t-1} označuje minulú hodnotu parametra premennej (o jedno obdobie) a index _v označuje váženú hodnotu parametra premennej. Váhy jednotlivých parametrov boli vypočítané ako inverzné hodnoty štandardných chýb odhadu, pričom boli limitované na hodnotu 200, tak aby sa zabránilo extrémnym hodnotám váh. U štúdií, ktoré identifikovali viacero hodnôt (meškaní) parametra u jednej premennej bola použitá suma týchto hodnôt a medián ich štandardných chýb. U štúdií, ktoré zahŕňali viacero modelov (odhadov) bol použitý medián parametrov a medián ich štandardných chýb. Finálna hodnota štandardnej chyby je vypočítaná ako medián hodnôt jednotlivých modelov (odhadov) všetkých štúdií.

Zdroj: vlastné spracovanie.

Príloha 4: Apriórne predpoklady a výsledky základného bayesovského odhadu

	Apriórne rozdelenie	Aposteriórny modus	Aposteriórna stredná hodnota	Aposteriórny 90% bayesovský interval spoľahlivosti
a_nplr	B(0,55; 0,06)	0,6138	0,6476	[0,5166; 0,7829]
a_reg	N(0,18; 0,08)	0,1167	0,1273	[0,0009; 0,2434]
a_infl	N(0,29; 0,07)	0,2006	0,1837	[0,0717; 0,316]
a_lr	N(0,10; 0,03)	0,1134	0,1218	[0,0738; 0,1717]
a_eri	N(0,01; 1,00)	1,1563	1,4442	[-0,332; 3,1117]
a_erb	N(0,37; 1,00)	0,0944	0,1304	[-0,2864; 0,6123]
a_unp	N(0,25; 0,08)	0,2314	0,2037	[0,0831; 0,3444]
p_nplr	B(0,20; 0,20)	0,8379	0,7784	[0,6614; 0,8967]
r_reg	B(0,20; 0,10)	0,8033	0,8017	[0,7448; 0,863]
r_infl	B(0,10; 0,10)	0,8364	0,8354	[0,7765; 0,894]
r_lr	B(0,10; 0,10)	0,9382	0,9308	[0,9101; 0,9554]
r_eri	B(0,10; 0,10)	0,8557	0,8493	[0,7933; 0,9105]
r_erb	B(0,10; 0,10)	0,6244	0,6083	[0,5072; 0,7257]
r_unp	B(0,10; 0,10)	0,9188	0,915	[0,8858; 0,9455]
Smerodajné odchýlky šokov				
u_nplr	IG(0,80; 0,20)	1,5402	1,6056	[1,4038; 1,8066]
u_reg	IG(0,20; 0,20)	1,2098	1,2282	[1,0526; 1,3712]
u_infl	IG(0,40; 0,20)	1,3456	1,3798	[1,2117; 1,5646]
u_lr	IG(0,40; 0,20)	0,5293	0,5407	[0,4739; 0,6092]
u_eri	IG(0,40; 0,20)	0,0979	0,1008	[0,0905; 0,1098]
u_erb	IG(0,40; 0,20)	0,5757	0,5904	[0,5102; 0,6587]
u_unp	IG(0,40; 0,20)	0,3411	0,3541	[0,3051; 0,4038]

Pozn.: $B(a;b)$, $N(a;b)$ a $IG(a;b)$ označujú beta, normálne a inverzné gama rozdelenie, kde a a b určujú umiestenie a škálu (location and scale).

Zdroj: Vlastné výpočty v programe Matlab.

Príloha 5: Apriórne predpoklady a výsledky alternatívneho bayesovského odhadu *vážený priemer*

Parametre	Apriórne rozdelenie	Aposteriórny modus	Aposteriórna stredná hodnota	Aposteriórny 90% bayesovský interval spoľahlivosti
a_nplr	B(0,63; 0,06)	0,8756	0,8648	[0,829; 0,9014]
a_reg	N(0,11; 0,08)	0,0552	0,0576	[-0,0405; 0,148]
a_infl	N(0,18; 0,07)	-0,0200	-0,0064	[-0,0874; 0,0828]
a_lr	N(0,09; 0,03)	0,1311	0,124	[0,0784; 0,1749]
a_eri	N(0,02; 1,00)	2,1534	2,1307	[0,7111; 3,1117]
a_erb	N(0,37; 1,00)	0,4454	0,4127	[0,0693; 0,7815]
a_unp	N(0,17; 0,08)	0,0908	0,1082	[0,0051; 0,221]
p_nplr	B(0,20; 0,20)	0,2293	0,3063	[0,1352; 0,4741]
r_reg	B(0,20; 0,10)	0,8033	0,7971	[0,7362; 0,8547]
r_infl	B(0,10; 0,10)	0,8364	0,8309	[0,7687; 0,8932]
r_lr	B(0,10; 0,10)	0,9382	0,9341	[0,9146; 0,9555]
r_eri	B(0,10; 0,10)	0,8557	0,8532	[0,7875; 0,9197]
r_erb	B(0,10; 0,10)	0,6244	0,6178	[0,4954; 0,7274]
r_unp	B(0,10; 0,10)	0,9188	0,9147	[0,887; 0,9467]
Smerodajné odchýlky šokov				
u_nplr	IG(0,80; 0,20)	1,3509	1,4241	[1,2361; 1,6148]
u_reg	IG(0,20; 0,20)	1,2098	1,2364	[1,0964; 1,3989]
u_infl	IG(0,40; 0,20)	1,3456	1,3686	[1,209; 1,5384]
u_lr	IG(0,40; 0,20)	0,5293	0,5426	[0,4755; 0,6074]
u_eri	IG(0,40; 0,20)	0,0979	0,1006	[0,0905; 0,1097]
u_erb	IG(0,40; 0,20)	0,5757	0,5904	[0,5188; 0,6539]
u_unp	IG(0,40; 0,20)	0,3411	0,3541	[0,3089; 0,395]

Pozn.: $B(a;b)$, $N(a;b)$ a $IG(a;b)$ označujú beta, normálne a inverzné gama rozdelenie, kde a a b určujú umiestenie a škálu (location and scale).

Zdroj: Vlastné výpočty v programe Matlab

Príloha 6: Apriórne predpoklady a výsledky alternatívneho bayesovského odhadu *dvojnásobná disperzia*

Parametre	Apriórne rozdelenie	Aposteriórny modus	Aposteriórna stredná hodnota	Aposteriórny 90% bayesovský interval spoľahlivosti
a_nplr	B(0,55; 0,12)	0,8986	0,8912	[0,8478; 0,9248]
a_reg	N(0,18; 0,16)	0,0350	0,0498	[-0,0548; 0,1586]
a_infl	N(0,29; 0,14)	-0,0340	-0,0310	[-0,1444; 0,0916]
a_lr	N(0,10; 0,06)	0,1787	0,1787	[0,0813; 0,2665]
a_eri	N(0,01; 2,00)	1,9000	2,2203	[0,3597; 3,9504]
a_erb	N(0,37; 1,00)	0,4569	0,4199	[0,0576; 0,7482]
a_unp	N(0,25; 0,16)	0,0697	0,1007	[-0,0851; 0,3037]
p_nplr	B(0,20; 0,10)	0,1515	0,2052	[0,0640; 0,3483]
r_reg	B(0,20; 0,10)	0,8033	0,8052	[0,7444; 0,8633]
r_infl	B(0,10; 0,10)	0,8364	0,8288	[0,7674; 0,8901]
r_lr	B(0,10; 0,10)	0,9382	0,9332	[0,9134; 0,9558]
r_eri	B(0,10; 0,10)	0,8557	0,8463	[0,7805; 0,9087]
r_erb	B(0,10; 0,10)	0,6244	0,6198	[0,5032; 0,7330]
r_unp	B(0,10; 0,10)	0,9188	0,9128	[0,8817; 0,9475]
Smerodajné odchýlky šokov				
u_nplr	IG(0,80; 0,20)	1,2915	1,1774	[1,1774; 1,5039]
u_reg	IG(0,20; 0,20)	1,2098	1,0768	[1,0768; 1,4116]
u_infl	IG(0,40; 0,20)	1,3456	1,2038	[1,2038; 1,6077]
u_lr	IG(0,40; 0,20)	0,5293	0,4686	[0,4686; 0,6118]
u_eri	IG(0,40; 0,20)	0,0979	0,0905	[0,0905; 0,1104]
u_erb	IG(0,40; 0,20)	0,5757	0,5166	[0,5166; 0,6635]
u_unp	IG(0,40; 0,20)	0,3411	0,3075	[0,3075; 0,4000]

Pozn.: $B(a;b)$, $N(a;b)$ a $IG(a;b)$ označujú beta, normálne a inverzné gama rozdelenie, kde a a b určujú umiestenie a škálu (location and scale).

Zdroj: Vlastné výpočty v programe Matlab.